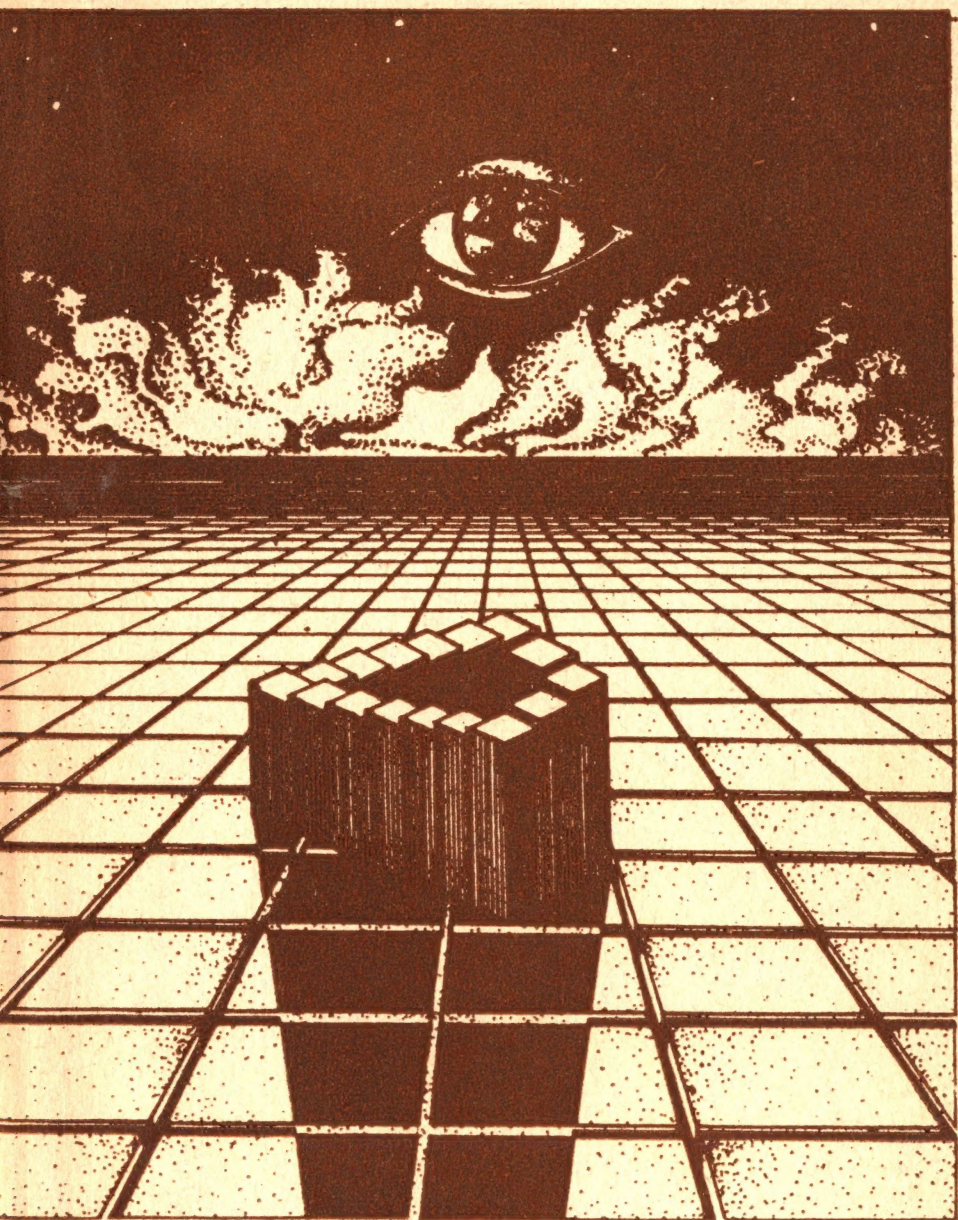


ПРОБЛЕМЫ ВОСПРИЯТИЯ



Свердловск ♦ 1991

ГОСУДАРСТВЕННЫЙ КОМИТЕТ РСФСР ПО ДЕЛАМ НАУКИ
И ВЫСШЕЙ ШКОЛЫ
УРАЛЬСКИЙ ОРДЕНА ТРУДОВОГО КРАСНОГО ЗНАМЕНИ
ГОСУДАРСТВЕННЫЙ УНИВЕРСИТЕТ им. А. М. ГОРЬКОГО

ПРОБЛЕМЫ ВОСПРИЯТИЯ

Сборник научных трудов



УДК 612.821

П 781

Печатается по постановлению редакционно-издательского совета Уральского ордена Трудового Красного Знамени государственного университета им. А. М. Горького

Проблемы восприятия: Сб. науч. тр. Свердловск: Урал. ун-т, 1991. 160 с.

Сборник посвящен психофизическим и психофизиологическим аспектам восприятия и оценки сенсорных раздражителей. Исследуются основные закономерности формирования субъективных шкал интенсивности стимулов, а также их пространственных и временных характеристик. Анализируются нейрофизиологические механизмы, лежащие в основе сенсорно-перцептивных процессов у человека.

Сборник предназначен для специалистов в области психофизиологии, сенсорной физиологии и психофизики.

Редакционная коллегия: доценты
В. И. Лупандин (отв. редактор),
А. Н. Сергеева, профессор **И. А. Рыбин**, ассистент **О. Е. Сурнина** (Уральский университет), д-р биол. наук
А. Н. Лебедев (Ин-т психологии АН СССР)

ПРОБЛЕМЫ ВОСПРИЯТИЯ

Редактор **Т. С. Непряхина**
Технический редактор **Э. А. Максимова**
Корректор **Н. П. Буглова**

Темплан 1991, поз. 185

Сдано в набор 16.02.91. Подписано в печать 02.07.91. Формат 60×90^{1/16}. Бумага газетная. Печать высокая. Гарнитура литературная. Уч.-изд. л. 10,0. Усл. печ. л. 10,0. Тираж 1000 экз. Заказ № 80. Цена 4 р. 50 к.

Уральский ордена Трудового Красного Знамени государственный университет им. А. М. Горького. Свердловск, пр. Ленина, 51.

Типография изд-ва «Уральский рабочий». Свердловск, пр. Ленина, 49.

ISBN 5—230—06660—1

© Уральский государственный университет, 1991

ОТ РЕДАКТОРА

Проблема субъективного отражения внешнего мира является общепсихологической, гносеологической проблемой, далеко выходящей за рамки собственно физиологии и психологии. Механизмы формирования субъективного образа, запечатления и хранения сенсорной информации, характер количественной связи между объективными и субъективными величинами и многие другие вопросы, несмотря на их давнюю историю, продолжают оставаться в центре внимания физиологов и психологов.

В последние годы число публикаций по сенсорной физиологии в мировой литературе увеличивается необычайно быстро. Это связано в первую очередь с совершенствованием методов исследования, начиная с регистрации одиночных нейронов и кончая записью суммарной электроэнцефалограммы человека. В течение трех последних десятилетий сделаны фундаментальные открытия в области физиологии зрения и слуха, исследованы основные закономерности структуры и организации рецептивных полей, изучены механизмы межнейронного взаимодействия, роль различных структур мозга в сенсорно-перцептивных процессах и т. д. Сложный математический аппарат, взятый на вооружение физиологами, позволяет создавать соответствующие описания и модели этих процессов.

Ни в коей мере не умаляя роли электрофизиологических методов исследования в сенсорной физиологии, следует отметить, однако, что для них остаются малодоступными высшие «этажи» переработки информации, связанные с формированием оценок, суждений, принятием решения и т. д., т. е. с тем, что обычно называют «декодированием» сенсорной информации. В этом плане более перспективными являются психофизические методы, позволяющие конструировать «сенсорное пространство» на основе сопоставления объективных (физических) и субъективных (психических) величин — параметров внешней стимуляции с соответствующими им суждениями, оценками и т. д.

Несмотря на то, что психофизические методы исследования (равно как и психофизика как отдельная наука) существуют уже более столетия, в нашей стране они начали интенсивно развиваться лишь в начале 70-х годов. Большой вклад в это направление внесли сотрудники Института психологии АН СССР Б. Ф. Ломов, Ю. М. Забродин, К. В. Бардин, А. Н. Лебедев и др. В середине 70-х годов начаты исследования по психофизике и психофизиологии сенсорных систем на кафедре физиологии человека и животных Уральского университета (Свердловск). За полтора десятилетия уральская школа психофизиологов утвердила свое существование в ряде городов Уральского регио-

на, а также за его пределами (Челябинск, Магнитогорск, Златоуст, Ижевск, Павлодар и др.). Работы уральских психофизиологов составляют значительную часть настоящего сборника.

На сегодняшний день совершенно очевидно, что только комплексный, синтетический подход, включающий в себя различные направления, методологические подходы и теоретические концепции, является наиболее перспективным в плане изучения проблемы субъективного восприятия. В нашем сборнике можно найти работы авторов, представляющих разные психофизиологические направления, защищающие различные позиции и точки зрения на сущность субъективных процессов и лежащих в их основе нейрофизиологических детерминант. Это, на наш взгляд, ничуть не нарушает целостности сборника, еще раз доказывая сложность исследуемой проблемы.

**Кандидат биологических наук
В. И. Лупандин**

**ПСИХОФИЗИОЛОГИЯ ВОСПРИЯТИЯ
(КОНТУРЫ СИНТЕТИЧЕСКОЙ ТЕОРИИ)**

С открытием степенного закона Стивенса психофизика получила возможность количественно характеризовать сенсорное восприятие двумя функциями F и S , по-разному зависящими от физической переменной I :

$$\begin{aligned} F &= a \cdot \ln I, \\ S &= I^b. \end{aligned} \quad (1)$$

Для простоты выражения в этих уравнениях опущены все постоянные, связанные с выбором масштаба и точек отсчета. Физическая переменная выражается в долях абсолютного порога, т. е. является безразмерной. Оба закона эмпирические. Входящие в них постоянные a (величина обратная константе Вебера) и b находятся различными экспериментальными методами. В этом отношении законы (1) представляют два самостоятельно развивающихся направления психофизики, каждое из которых решает свои познавательные задачи.

Анализируя современное состояние психофизики, нельзя не заметить уязвимые стороны этой науки. Все они в той или иной мере связаны с недостаточным развитием теоретических представлений. Прежде всего все большее беспокойство исследователей вызывает разнородность психофизической феноменологии. Множится число различных эффектов и закономерностей, проявляющихся при определенных условиях и не поддающихся сведению к «общему знаменателю». Смущает специалистов и само существование двух психофизических законов. Главный же недостаток психофизики состоит в том, что она остается эмпирической наукой, и ее законы не имеют теоретического фундамента.

Об этих трудностях В. И. Лупандин пишет: «На наш взгляд, попытка создания универсального психофизического закона, который описывал бы закономерности восприятия для всех без исключения сенсорных систем, на всех уровнях, при любых условиях и обстоятельствах, явно обречена на неудачу». И заключает: «Мы считаем, что любой психофизический закон имеет свою, достаточно ограниченную область применения» [1].

Несколько иную позицию занимает Х. Г. Гайсслер [2]. По поводу плюрализма интерпретаций психофизических феноменов он замечает: «Как правило, эти теории «локальные», или

микротеории, т.е. область их применения определяется лишь каким-то одним классом конкретных экспериментальных условий». Признавая необходимость разработки таких теорий, Гайсслер добавляет: «Правда, существуют убедительные доводы, что одной работы только в этом направлении недостаточно. Дальнейшие исследования должны идти по пути разработки второго типа — «глобальных» стратегий и теорий, позволяющих добиться необходимых решений с помощью анализа более сложных связей».

Мысль Гайсслера о необходимости «глобальных» стратегий и теорий, несомненно, выглядит более конструктивно, нежели признание фатальной ограниченности психофизических зависимостей как неизбежного зла, порождаемого многовариантностью условий их наблюдения. В своей статье Гайсслер реализует эту мысль не внесением в психофизическую аксиоматику свежих идей, а путем оперирования «микротеориями», стремясь найти в них некоторые инвариантные соотношения. Другими словами, «глобальная» стратегия Гайсслера является, в сущности, попыткой построить более общую феноменологическую теорию.

Попыткой такого же рода является и предложенное Ю. М. Забродиным [3] дифференциальное уравнение, из которого можно получить оба выражения (1). Вряд ли можно считать удачным обобщение, следствием чего является введение еще одного произвольного параметра, при определенных значениях которого решение уравнения приводит либо к логарифмической, либо к степенной зависимости.

Несколько лет назад мы пришли к выводу [4], что причины указанных выше трудностей современной психофизики лежат глубже того феноменологического уровня, на котором их стремятся преодолеть. Тенденция к возрастанию числа «микротеорий», по нашему мнению, свидетельствует о кризисе методологических установок, на которых базируется классическая психофизика. Вместо двух психофизических законов (1) нами было предложено уравнение, которое получается из выражений (1) путем алгебраической операции исключения из них физической переменной:

$$S = e^{F/K}, \quad (2)$$

где $K = a/b$. Мы называли эту зависимость психофизиологической, поскольку она выражает внутреннюю связь между сенсорной (F) и психической (S) переменными восприятия.

Формула (2) столь же справедлива, как и сходные уравнения, но ее смысл коренным образом отличается от смысла психофизических законов. Возникающая при этом иная ориентация мысли открывает новые познавательные возможности, которые и будут изложены.

Принятие выражения (2) как некоторой данности, имеющей место в субстрате восприятия, требует пересмотра некоторых стереотипов классической психофизики. Этому посвящен первый раздел статьи. В нем мы остановимся на трех положениях психофизики, которые являются общепринятыми и тем не менее представляются далеко не бесспорными с точки зрения психофизиологической связи.

В следующем разделе будут рассмотрены следствия, вытекающие из психофизиологической связи, частью подтверждаемые имеющимися психофизическими данными, а частью прогнозирующие результаты экспериментов, которые могут быть поставлены для проверки предлагаемых теоретических построений.

В третьем разделе будет дано информационное обоснование психофизических законов и психофизиологической зависимости.

1. Методология классической психофизики и психофизиологическая ориентация

Вопрос об отношении психического к физическому интересовал мыслителей с античных времен. Но с особой остротой он был поставлен в дуалистической философии Р. Декарта. Декарт утверждал существование двух субстанций: материи — субстанции протяженной и не мыслящей — и души — субстанции мыслящей, но не протяженной. Оставляя в стороне философские коллизии вокруг этого вопроса, важно иметь в виду, что именно картезианское противопоставление физического и психического дало толчок к естественнонаучному изучению этой проблемы.

Основанное Фехнером направление, именуемое «психофизика — 1», содержало метод, позволяющий поставить величину ощущения F в количественную зависимость от интенсивности раздражения. Однако косвенный характер выведения закона Фехнера вынуждал исследователей искать способы для более прямого измерения ощущений. Такая альтернатива была найдена в 50-е годы нашего века в виде метода прямого шкалирования стимулов, приведшего к установлению степенного закона Стивенса. Так появилось еще одно направление — «психофизика — 2».

Несмотря на существенно иную технологию получения степенной функции S , в концептуальном отношении психофизика — 2 восприняла методологические установки психофизики — 1. Остановимся на трех методологических положениях классической психофизики более детально.

1. Центральная догма психофизики. Из самого названия науки следует, что в центре устремлений психофизики со вре-

мен Фехнера остается количественное соотношение ощущений с вызывающими их воздействиями (стимулами).

Обратим сразу же внимание на многообразие того, что может выступать в качестве воздействия на органы ощущений. Достаточно сказать, что даже такой предельно упрощенный стимул, как тональный звук, обладает громкостью, высотой, продолжительностью, пространственной ориентацией. Выбирая какой-либо признак (модальность) в качестве физической переменной, экспериментатор задает параметрически все остальные. Но, как известно, от параметрического задания существенно зависит и порог различения, и показатель степени в законе Стивенса. К этому следует добавить неоднозначность результатов, к которым приводят различные процедуры опытов, и станет ясным, что на этом феноменологическом пути психофизике грозит то, что Г. Гегель назвал «дурной бесконечностью».

Обширный эмпирический материал, которым располагает современная психофизика, дает основания к выводу, что универсального психофизического закона не существует, и что «любой психофизический закон имеет свою, достаточно ограниченную область применения». С этим можно согласиться с одной оговоркой. Вывод обоснован, но только в рамках центральной догмы психофизики: изучению подлежит соотношение между физическим и психическим. Между тем невозможность универсального описания соотношений между психическим и физическим еще не означает отсутствие инвариантных соотношений в самом субстрате восприятия. Поясним эту мысль следующей аналогией.

Любое явление человек способен описать на родном ему языке. Описания, даваемые разными людьми одному и тому же явлению, будут различаться. Это обусловлено богатством языковых возможностей и индивидуальным подходом к словупотреблению. Но совершенно очевидно, что все эти тексты будут отвечать правилам орфографии, грамматики и синтаксиса (их нарушения подобны шумам в каналах связи, сам язык тут ни при чем). Это значит, что язык как система информационного общения обладает своими внутренними законами. Эти законы универсальны и независимы от описываемых событий и от индивидуальных особенностей говорящих.

Нам кажется столь же бесспорным, что психическая деятельность и ее психофизиологический субстрат должны обладать имманентными законами функционально-структурной организации, обеспечивающими адекватное, подчиненное определенным «правилам» отражение всего разнообразия физического в психическом. Иначе говоря, инвариантность и универсальность следует искать в субстрате восприятия, а не в отношениях между ним и внешним бесконечно разнообразным миром. Приоритет психофизиологического перед психофизическим — вот методологическая переориентация, способная, по

нашему мнению, преодолеть кризис элементаризма в психофизике.

Формула (2) — первый шаг в этом направлении. Входящие в нее переменные и постоянные величины (даже, как мы увидим далее, основание экспоненты) характеризуют внутреннюю организацию субъекта восприятия. Продолжая аналогию с языком, можно сказать, что в математической структуре (2) должны проявляться универсальность и инвариантность по отношению к различным модальностям подобно тому, как это имеет место в известном выражении академика Л. В. Щербы «Глокая куздра...», где грамматика и синтаксис не зависят от конкретных значений входящих в него слов.

2. **Психофизический параллелизм F и S.** В немногочисленных работах [1, 3, 5], рассматривающих совместно оба психофизических закона, левые стороны уравнений (1) обозначены одним и тем же символом. Тем самым подразумевается, что логарифмическая и степенная зависимость выражают одно и то же в психическом. Обоснование подобного неразличения в доступной нам литературе найти не удалось. Единственным оправданием его некритического принятия может быть то, что все психофизические законы суть эмпирические, аналитическая запись которых допускает произвольный выбор уравнений. В уже упоминавшемся уравнении Забродина отождествление F и S легло в основу уравнения, где произвольное задание параметра z в интервале $0 \leq z \leq 1$ дает полный набор кривых от логарифмической до степенной. В то же время существуют серьезные аргументы против отождествления переменных F и S.

Начать следует с формулы [2], формально исключающей подобное отождествление, если исходные уравнения верны. Формула свидетельствует, что F и S связаны функциональной зависимостью. При этом очевидно, что субъективная оценка ощущения S есть следствие формирования самого ощущения, характеризуемого F.

Известно, что логарифмическое преобразование имеет место уже на рецепторном уровне, т. е. на входе сенсорных систем. По-видимому, количество ощущения по Фехнеру, находимое на основании определения едва заметной разницы раздражения, имеет физиологическую природу. Субъективная оценка ощущений есть суждение. Оно, по всей видимости, реализуется на более высоком, собственно психическом уровне. Для такого суждения необходимо сравнение данного ощущения с некоторым другим, след от которого должен быть в памяти субъекта. Хотя мы по традиции именуем S сенсорной переменной так же, как и F, собственно сенсорной является F, тогда как S справедливее назвать психической переменной, формирующейся на основании F.

Мы ограничимся пока этими замечаниями, делающими сомнительным отождествление (или, по крайней мере, параллелизм)

переменных F и S, но в дальнейшем изложении сущностное различие между сенсорной и психической переменными получит конкретное выражение.

3. Ограниченность приборной модели восприятия. Нуждается в методологическом переосмыслении и так называемая приборная модель восприятия. Еще раз обратимся к работе Лупанина [1, с. 13—14]: «Проблема измерения субъективных величин и проблема взаимосвязи между сенсорным и физическим континуумом представляют собой единое целое. В самом деле, измерение психических величин «в чистом виде» (безотносительно к каким-либо физическим величинам) не имеет смысла. Как будет показано далее, любой метод психофизического шкалирования подразумевает соотнесение субъективных параметров (оценка, суждение) с соответствующими параметрами раздражения. Другими словами, если рассматривать органы чувств как своеобразные измерительные приборы, а ощущения и восприятие — как показания этих приборов, то любой из методов шкалирования представляет собой не что иное, как «градуировку» субъективных шкал по отношению к известным физическим параметрам сенсорного стимула».

Базисным методологическим принципом психофизики является принцип адекватности отражения внешнего мира в ощущениях (отсюда и приборное представление ощущений). Принцип бесспорен, но в его содержание во второй половине нашего века внесено фундаментальное изменение. Оно состоит в том, что деятельность сенсорных систем и мышление есть оперирование информацией. Это значит, что уже на уровне рецепторов происходит преобразование физических воздействий в последовательность сигналов нервного кода. Здесь производится операция, подобная тому, что осуществляется в аналогово-цифровых преобразователях. Последовательность сигналов нервного кода — информационная структура, которая затем дешифруется на психическом уровне.

Здесь необходима историческая справка. О сигнально-кодовой (т.е. информационной) природе сенсорной деятельности первым догадался в прошлом веке Г. Гельмгольц, выдвинувший теорию символов. На этом основании философы-материалисты обвиняли его в непоследовательном материализме, в уступках идеализму, агностицизму. Критика эта исходила из вульгарно-материалистического представления, что ощущения суть образы или копии предметов и явлений внешнего мира (т.е. аналог, зеркальные отражения), а не символы (знаки). Хотя сегодня очевидна несостоятельность этой критики, в Философском словаре (М., 1986. С. 159) наши философы продолжают настаивать на идеализме Гельмгольца, вопреки данным современной науки, в частности нейрофизиологии.

Приборное представление ощущений и их оценок, игнорирующее информационную природу сенсорных процессов, меха-

нистично. Сигнально-кодовая сущность сенсорной деятельности означает, что количественные соотношения в субъекте восприятия подчиняются не физико-химическим, а информационным законам. Поэтому утверждение, что «проблема измерения субъективных величин и проблема взаимосвязи между сенсорным и физическим континуумом представляет единое целое», соединяет принципиально несоединимое, хотя и соразмерное.

Уровень формирования ощущения F — это первосигнальный уровень сенсорной деятельности. За ним может последовать реакция исполнительных органов без включения анализирующих психических центров. Это, действительно, нечто аналогичное отклонению стрелки прибора. Элемент приборного автоматизма, несомненно, присутствует и при кроссмодальном сравнении. Здесь многое зависит от кроссмодальных пар. Скажем, движение под музыку совершенно не требует усилий мышления. Подбор же продолжительности звука, соответствующей видимой длине линии, уже требует некоторых психических «выкладок».

Субъективная оценка ощущений — это психический акт, основанный на сенсорной информации и требующий подключения сознания и его второсигнальной сферы. В общем случае это перевод сообщения с языка данной сенсорной системы на другой, абстрактный и более универсальный язык, имеющий вербальный эквивалент.

Подобно тому, как сенсорное может замкнуться на поведенческое, минуя сферу суждения, второсигнально-психическое может существовать без сенсорного источника. Утверждение, что «измерение психических величин «в чистом виде» (безотносительно к каким-либо физическим величинам) не имеет смысла», — очевидное недоразумение, действительно низводящее мыслительные способности человеческого мозга до приборной регистрации. Но вся второсигнальная деятельность, все абстрактное мышление оперирует психическими величинами «в чистом виде». 100-балльная шкала, по которой рекомендуется испытуемому оценить те или иные физические величины, — это самое настоящее психическое нечто, совершенно независимое от какой-либо физической реальности.

Трудно согласиться и с тем, что «любой из методов шкалирования представляет собой не что иное, как «градуировку» субъективных шкал по отношению к известным физическим параметрам сенсорного стимула».

Наше психическое восприятие — не «градуировка» психического под данное физическое, а наоборот, рядоположение физического (психометрия) на психические «координаты». Формула (2), как будет показано, среди прочих своих достоинств позволяет на фактическом материале психофизики показать, что психометрика опирается на внутреннюю систему «коорди-

нат» и обладает собственными «единицами» измерения, возможно, предопределяемыми генетически.

Итак, подведем итоги обсуждения некоторых, наиболее существенных методологических посылок психофизики и той ориентации мысли, которую предлагает формула (2).

Психофизика считает своей центральной проблемой количественное соотношение психического и физического. Обширная фактология все более подводит к мысли, что универсального психофизического закона не существует.

В концептуальную основу психофизиологической зависимости (2) положен тезис о внутренней организации сенсорно-психических процессов, где и следует искать инвариантные по отношению к отображаемому физическому взаимосвязи. Формула (2) и есть общий вид такой взаимосвязи.

Психофизика постулирует, что переменные F и S выражают различными способами и на различных уровнях одно и то же.

Психофизиологическая концепция исходит из того, что F и S — существенно различные характеристики восприятия. Есть основания полагать, что F формируется на первосигнальном, сенсорном уровне, а S — на второсигнальном, психическом уровне.

Психофизика удовлетворяется приборной моделью ощущений и их оценок. Она оставляет без внимания фундаментальный факт информационной природы сенсорных и психических процессов.

Информационный взгляд на психофизиологическую деятельность создает предпосылки для использования теории информации при объяснении эмпирических законов психофизики.

II. Психофизиологическая связь как основа дедуктивного анализа данных психофизики

Основным способом познания в психофизике является метод индукции — сбор эмпирических данных с последующим выводением общих суждений. Формула (2), хотя и получается «скрещиванием» эмпирических законов, выходит за рамки сугубо индуктивного умозаключения. Во-первых, она предлагает иные приоритеты для конкретных исследований: не объект-субъектные отношения сами по себе, а свойства субъекта восприятия при посредстве объект-субъектных отношений. Во-вторых, она выдвигает иную познавательную стратегию: не последовательную дифференциацию знаний и продуцирование «микротеорий», а разработку системных представлений о субстрате сенсорно-психической деятельности на основе синтеза познавательных средств обеих психофизик.

В силу этих обстоятельств психофизиологическая зависимость выступает как основа дедуктивного анализа сенсорно-психической деятельности. Формула (2), как мы увидим далее,

позволяет выдвинуть ряд гипотез, каждая из которых либо объясняет уже известные факты, либо указывает на возможные пути ее экспериментальной проверки.

1. **Дискретно-ранговая рядоположенность параметра k .** Исходным фактическим материалом для последующего анализа послужили данные [5], где приводятся таблицы значений постоянной Вебера (a — постоянная обратная ей) и показатели степени b для ряда одних и тех же модальностей. Эти данные представлены в первых столбцах таблицы. По этим значениям были найдены соответствующие значения k . Аналогичная таблица уже приводилась нами в статье [4]. Однако порядок расположения модальностей (в порядке убывания k) оказался неудачным, и это существенно ограничило возможности анализа. В таблице модальности расположены в порядке возрастания k .

В [4] было обнаружено простое представление всех k общим аналитическим выражением, дающим прямую пропорциональную зависимость k от целочисленного аргумента i . Уравнение прямой, описывающее всю совокупность значений k , представленных в таблице, выглядит следующим образом

$$k_i = k_0(1+i),$$

где i — целое число, принимающее значения 1, 2... и т. д. Далее будет показано, что общее число членов этого ряда не должно превышать 10. Число i мы называли ранговым номером модальности. Ранговые номера и соответствующие расчетные значения k_i для разных модальностей показаны в таблице. Постоянная $k_0 = 4,17$ не зависит от вида ощущения. Это — инварианта психофизиологического пространства (далее ПФ-пространства). Для наглядности фактические (k) и расчетные (k_i) показатели представлены графиком на рис. 1. График наглядно демонстрирует дискретно-ранговую рядоположенность параметра k . Пунктирный участок прямой показывает теоретическую возможность нахождения модальностей со значением k , соответствующим $i=9$ и $i=10$.

2. **Возможная психофизиологическая интерпретация выражения (3).** В актив формулы (2) можно, таким образом, занести

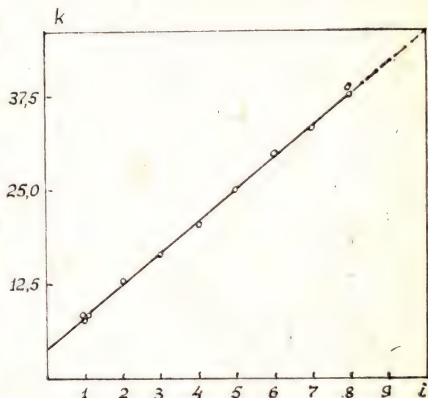


Рис. 1. График зависимости параметра k от чисел натурального ряда $i=1, 2, \dots$: точками показаны величины k , найденные из опытных данных; прямая — графическое представление уравнения (3)

то, что она упорядочивает параметры k разных модальностей. Разумеется, набор видов чувствительности был не столь представительным, чтобы полностью исключить случайность установленной регулярности. Вместе с тем трудно было поверить в то, что эмпирические данные двух различных направлений психофизики могли устроить такой «парад планет» в отсутствие скрытой за этой рядоположенностью закономерности восприятия. Один из очевидных путей удостовериться в реальности выражения (3) состоит в комплексном определении a и b для других модальностей в дополнение к литературным данным таблицы. Такие специальные исследования еще предстоит провести. Тем не менее, у нас есть достаточно оснований, чтобы попытаться представить себе смысл дискретно-ранговой рядоположенности параметра k .

Согласно формуле (3) ПФ-пространство представляет собой N -мерный континуум с числом N , не превышающим 10 (см. далее). Это значит, что все разнообразие модальностей, воспринимаемых органами ощущений, распределяется по 10 ранговым позициям. При этом разные по своей физической природе модальности могут занимать одинаковые ранговые положения. Так, яркость светового пятна имеет тот же ранговый номер, что и толщина блоков, определяемая кинестетически; под одним ранговым номером стоят запахи, вибрация и вкус. Понять это можно так, что не физическое выражение, а информационная значимость для воспринимающего субъекта определяет статус той или иной модальности в ПФ-пространстве. Хотя это только предположение, нельзя не видеть, что оно существенно упрощает задачу классификации стимулов.

В психофизических опытах испытуемых просят оценить модальность стимула, которая выступает в качестве физической переменной. Все остальные физические характеристики стимула задаются параметрически, т.е. остаются постоянными во всем диапазоне изменений физической переменной. Исследователям, однако, хорошо известно, насколько существенно подчас влияет этот параметрический «фон» на оценку физической переменной. Например, в таблице приведены данные для восприятия яркости светового пятна в 5° . Шкалирование яркости точечного источника света дает $b=0,5$ [6]. Несложный расчет показывает, что при неизменной дифференциальной чувствительности ($a=12,5$) для точечного источника получается $k=25,00$, что соответствует $i=5$. Реально ли это изменение ранговой позиции? Чтобы ответить однозначно, необходимо знать постоянную a для точечного источника света. Не исключено, что она в такой же степени возрастает, что и b , и ранг модальности сохранится неизменным. Это, кстати, еще раз указывает на необходимость комплексных психофизических исследований.

Для нахождения рангового номера модальности в ПФ-пространстве важное значение имеет, помимо параметрических

характеристик стимулов, фактор, который мы назовем чистотой мономодальности. Что мы имеем в виду под этим понятием, проще всего показать на примере. Шкалирование площади плоской фигуры визуальное дает показатель степени $b=0,7$. В то же время оценка длины линии визуальное характеризуется $b=1,0$. Ранговые номера этих модальностей соответственно равны 4 и 5 (см. табл.). Но вот любопытный факт, обнаруженный нами в опытах, в которых изучалось шкалирование расстояний по горизонтали и вертикали (неопубликованные данные). Оказалось, что расстояния по горизонтали и вертикали оцениваются независимо друг от друга (коэффициент корреляции не достоверен). Этот факт не исключает того, что площадь на самом деле воспринимается не мономодально, а бимодально.

Наконец, следует упомянуть в обсуждаемом контексте многочисленные еще в психофизической литературе работы по полимодальному (в основном двумерному) шкалированию. В подобных исследованиях стимулы представлены двумя (или более) физическими переменными. Целью таких опытов является получение шкалы ассоциативных оценок стимулов, определение парциального вклада модальностей в ассоциативное восприятие и взаимосвязи варьируемых величин между собой. Так, в работе [7] было показано, что яркость и площадь светового пятна являются независимыми физическими переменными, а ассоциативное восприятие ориентируется либо на одну, либо на другую модальность. При нахождении ранговой позиции восприятия бимодального (полимодального) стимула необходимо иметь в виду, что в общем случае должны получаться смешанные ранговые значения (т.е. в общем случае нецелочисленные), задаваемые удельным вкладом в восприятие каждой из входящих в него физических переменных. Чтобы найти параметр k для ассоциативного восприятия, разумеется, требуется определить постоянную a . Единственным известным нам исследованием подобного рода в психофизике — 1 является работа П. П. Лазарева, опубликованная в 1905 году [8]. Используя одновременное предъявление звука и света, измеряя величину едва заметного прироста ощущения (ассоциативного), он получил «обобщенный закон Фехнера»:

$$F_{1,2} = a_1 \ln I_1 + a_2 \ln I_2,$$

где $F_{1,2}$ — величина ассоциативного ощущения, I_1 — интенсивность звука, I_2 — яркость освещения, a_1 и a_2 — парциальные постоянные.

3. О границах ПФ-континуума. Коль скоро мы ввели понятие психофизиологического пространства, естественно его дополнить выражением «психофизиологический континуум» (ПФ-континуум). Смысловое различие этих терминов точно такое же, как у «системы координат» и «координаты». Под ПФ-кон-

тинуумом будет подразумеваться протяженность диапазона восприятия определенной модальности. Модальность будем считать определенной, если для нее известен параметр k или его ранговый номер. Физическое выражение модальности не является ее определяющим признаком.

В отличие от физического ПФ-континуум ограничен с обеих сторон. Это границы, внутри которых имеет место адекватное восприятие физической переменной стимула. Нижняя граница этого диапазона — абсолютный порог ощущений. Верхняя граница пролегает там, где кончается способность органов ощущений нормально воспринимать и психических центров адекватно оценивать раздражения. За пределами верхней границы начинается физиологический дискомфорт, несоответствие ощущений стимулам и оценок ощущениям. В сенсорной физиологии и психофизике нижний и верхний пределы адекватного восприятия определяются опытным путем и характеризуются протяженностью физического диапазона.

В практике субъективного шкалирования широко используется 100-балльная шкала оценок. Хотя такой выбор удобен, тем не менее он произволен, так как отсутствуют какие-либо теоретические доводы в пользу того, что именно число 100 (2 лог. ед.) определяет размеры шкалы субъективных оценок. Данные произвольного шкалирования, при которых сняты все ограничения для испытуемых по выбору оценок, показывают, что субъективно избираемая протяженность шкалы оценок действительно охватывает величины, различающиеся примерно на два порядка. Тетсуняном была высказана гипотеза [9] о постоянстве диапазона S для любых физических континуумов. Комментарий к гипотезе Тетсуняна будет дан в следующем пункте этого раздела. Здесь же мы упомянули об этой гипотезе потому, что в ней есть рациональное зерно — мысль о существовании собственного, независимого от физической переменной масштаба, которым пользуется субъект восприятия. Это вполне согласуется с нашими представлениями о функциональной организации ПФ-пространства. В соответствии с этими представлениями критерии протяженности ПФ-континуума должны вытекать из свойств ПФ-пространства, и эти же свойства должны задавать собственные размеры того, что в психофизике подразумевается под шкалой субъективных оценок. Покажем, что все это следует из психофизиологической связи (2).

Нижний предел ПФ-континуума для любых модальностей задается граничными условиями: интенсивность раздражения равна абсолютному порогу, $F=0$ и $S=1$. За минимальную оценку принимается $S=1$. Нелишне заметить, что минимальная оценка не выбирается произвольно, а задается видом функции S . Оказывается, что при физических воздействиях выше абсолютного порога, т. е. при $I>1$ и $F>0$, в ПФ-континууме согласно формуле (2) имеют место две точки, в которых сен-

сорная переменная F совпадает по величине с психической переменной S . Первое такое пересечение происходит в самом начале ПФ-континуума. Координаты этой точки

$$S^H = F^H \approx \frac{k}{k-1}.$$

Вторая точка, где выполняется равенство сенсорной и психической переменных, задается условием

$$\frac{F^B}{\ln F^B} = \frac{S^B}{\ln S^B} = k.$$

Расчетные значения $F_i^B = S_i^B$ для модальностей различного ранга даны в таблице. На рис. 2 показаны графики переменных F и S для модальностей наивысшего 10-го ранга. Из графиков видно, что точки пересечения F и S ограничивают область, внутри которой $S < F$. Вне этой области $S > F$. По мере приближения к точке $S^B = F^B$ кривая оценок становится все круче. В самой же точке отношение ощущения к его оценке испытывает «фазовый переход». Помимо перемены знака разности $F - S$ его можно характеризовать частным F/S , которое в зоне адекватности больше единицы, вне ее — меньше единицы.

Итак, для любой модальности, характеризуемой параметром k (или ранговым номером i), существует численное выражение, которое, как мы полагаем, и есть естественная протяженность ПФ-континуума, в пределах которой осуществляется адекватное восприятие. Нетрудно убедиться, что найденные значения $S^B = F^B$ (см. табл.) приводят к разумным размерам диапазонов для соответствующих значений b .

Оптимизация условий эксперимента была и остается одной из актуальных проблем психофизики. Многовариантность этих условий — одна из причин противоречивости получаемых результатов. Единственно надежный путь преодоления этих методических трудностей состоит в теоретическом осмыслении и обосновании каждого элемента экспериментальной процедуры. Это

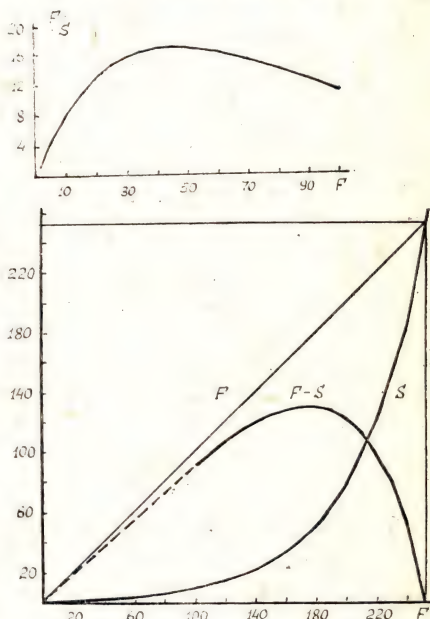


Рис. 2. «Геометрия» ПФ-пространства

далеко не всегда возможно, но к этому надо стремиться. Установливаемые формулой (2) рангово-специфичные диапазоны ПФ-континуумов могут оказаться тем набором шкал субъективных оценок, который позволит дифференцированно подходить к изучению восприятия различных модальностей. Возможно, какие-то из не поддающихся однозначному объяснению эф-

Таблица

Данные работы [5] и результаты вычислений по уравнениям (2—9)

Вид модальности	a	b	k	i	k_i	$S^b = F^b$	L_i
Вкус (соль)	7,14	0,9	7,94	1	8,34	28	1,751
Вибрация (кожная), 100—1000 Гц	5,00	0,6	8,33	1	8,34	28	2,226
Запах (разный)	4,17	0,5	8,34	1	8,34	28	2,616
Тяжесть	14,29	1,1	12,99	2	12,51	49	1,522
Громкость (1000 Гц, бинаурально в ед. зв. давл.)	10,00	0,6	16,67	3	16,67	71	2,226
Площадь (визуально)	16,67	0,8	20,84	4	20,85	95	1,823
Длина линии (визуально)	25,00	1,0	25,00	5	25,02	120	1,616
Насыщенность цвета (визуально)	50,00	1,7	29,41	6	29,19	145	1,323
Положение точки (визуально)	33,33	1,0	33,33	7	33,36	172	1,616
Толщина блоков (кинестетически)	50,00	1,3	38,46	8	37,53	199	1,433
Яркость (световое пятно 5°)	12,50	0,33	37,54	8	37,53	199	4,220

Примечание. В данные [5] внесены изменения: вместо $b=0.3$ для яркости взято $b=0.33$ из работы [6] как более точное; показатель степени для громкости получен для величин звукового давления, а не для энергетических единиц.

фекты окажутся артефактами, связанными с заданием «неудобной» шкалы.

Психофизики пользуются в основном 100-балльной шкалой для удобства. Из расчетных данных таблицы мы нашли среднеарифметическую величину $\lg S_i^B$. Она оказалась равной 2,05 лог. ед., что дает практически 100-балльную шкалу. Это теоретически подтверждает целесообразность выбора такой шкалы в качестве «нейтрального» стандарта.

4. Краткий комментарий к гипотезе Тетсуняна. Из степенного закона следует, что $b = \lg S / \lg I$. Тетсунян [9] высказал гипотезу, что диапазон субъективных оценок есть величина постоянная, в наших обозначениях $\lg S^B = \text{const}$. Для того чтобы проверить свою гипотезу, Тетсунян допустил, что в большинстве опытов по шкалированию исследователи стремятся использовать максимально протяженный диапазон раздражений I^B , т. е. требующий использования всего диапазона субъективных оценок. В рамках этого допущения опытные данные о 24 кон-

тинуумах, действительно, дали зависимость b от $\lg I^B$, близкую к гиперболической.

Как следует из таблицы, расчетные значения $\lg S_1^B$ изменяются весьма значительно: от 1,45 до 2,4 лог. ед., т. е. на целый порядок. Это противоречит гипотезе Тетсуняна о константности $\lg S^B$. Конечно, можно выбрать внутри указанного интервала число, которое будет удовлетворительно представлять эмпирические данные, но это число, как мы убедились в предыдущем пункте, близко к 2 лог. ед., а не к рассчитанной Тетсуняном постоянной 1,53. Кстати, максимальные диапазоны I^B , которые можно найти для любого b , пользуясь константой Тетсуняна, получаются явно заниженными. Например, для яркости и громкости они равны соответственно 4,64 и 2,55 лог. ед., тогда как для рассчитанной нами средней 2,05 максимальные диапазоны составляют 6,21 и 3,4 лог. ед. Последняя пара значений существенно ближе к реальным адекватно воспринимаемым диапазонам яркости и громкости.

5. Особые точки ПФ-континуума. В заключение этого раздела укажем на некоторые особые точки ПФ-континуумов, знание которых, как нам кажется, может оказаться полезным для объяснения некоторых психофизических эффектов.

Максимальное отношение сенсорной к психической переменной F/S достигается в точке с координатами $F'=k$, $S'=e$.

Максимальная разность $F-S$ находится в точке с координатами $F''=k \cdot \ln k$, $S''=k$. Обе точки показаны на рис. 2. Графики строились для наибольшего из возможных значений $i=10$ ($k=45,87$).

Пока не ясно, что могут характеризовать эти экстремумы в функциональной организации ПФ-континуумов. Они могут быть, например, ориентирами при выборе субъектом той или иной стратегии шкалирования. Области экстремумов могут оказаться разделительными границами для проявления тех или иных тенденций в изменении показателя степени при выборе положения стандартного стимула в стимульном ряде. Наконец, с ними может быть связана неоднозначность изменений b у различных модальностей при тех же самых условиях эксперимента, ведь положение этих точек обусловлено параметром k и протяженностью ПФ-континуума, а они различны для разноранговых модальностей. Все это можно будет выяснить только в специальных исследованиях.

III. Психофизика и психофизиология восприятия с точки зрения теории информации

Главный аргумент нашей критики приборной модели отражения физического в психическом состоял в том, что деятельность сенсорных систем и мышление суть оперирование информацией (см. разд. I). Следовательно, сенсорные и психические

процессы могут быть, хотя бы в принципе, выражены в представлениях теории информации. Насколько это реально, мы и хотим обсудить в этом разделе.

1. Инвариантное основание экспоненциальной функции (2). Прежде чем предпринять попытку «перевода» выражений (1) и (2) на язык информационных соотношений, проанализируем вид психофизической зависимости (2), который она получает при подстановке в нее уравнения (3):

$$S_i = \frac{1}{e^{k_0(1+i)}} \cdot F \quad (4)$$

Постоянная $k_0=4,17$, как уже отмечалось, не зависит от вида чувствительности. Это — инварианта ПФ-пространства. В статье [4] мы упустили из вида это обстоятельство и не заметили важных следствий, вытекающих из него. Между тем эта инварианта ведет к инвариантному и универсальному для психометрики основанию экспоненты:

$$e^{1/k_0} = 1,271.$$

Квадрат этого числа 1,615 лишь на 0,003 отличается от числа $\varphi=1,618$, известного под названием золотого сечения (пропорции). Используя это обстоятельство, психофизиологическую зависимость можно представить в виде

$$S_i = \varphi^{\frac{0,5}{1+i}} \cdot F \quad (5)$$

Этот формальный переход к новому основанию φ имеет нетривиальный смысл. В психофизике для представления эмпирических зависимостей широко используется операция логарифмирования. Выбор основания логарифмов для таких представлений принципиального значения не имеет. Психофизики используют обычно основание десятичных логарифмов. Анализ психофизиологической зависимости на основе эмпирического материала приводит, как мы видим, к собственному основанию экспоненты, которым является не основание десятичных или натуральных логарифмов, а число φ . Это значит, что золотая пропорция является естественным, т. е. внутренне присущим ПФ-пространству, основанием для экспоненциальных и логарифмических преобразований. Обнаружение золотого сечения в функциональной организации сенсорно-психической деятельности мозга человека заслуживает специального обсуждения. Соответствующий комментарий будет сделан позднее.

2. Доказательство 10-мерности ПФ-пространства. Представление психофизиологической связи (2) в виде формулы (5) привело к появлению в показателе экспоненты множителя, содержащего ранговый номер i . Всего таких множителей, очевидно, столько, сколько ранговых номеров i . Ранее было сказано, что

это число $N=10$. Сейчас мы покажем, что ПФ-пространство является действительно 10-мерным.

Мы полагаем, что ранговый номер характеризует информационную значимость модальности. Чем выше i , тем значимее для субъекта получаемая информация. Но чем больше i , тем меньше множитель $\frac{0,5}{1+i}$ в экспоненте формулы (5). Из теории информации известно, что чем менее вероятен сигнал, тем большую информацию он несет. Поэтому естественно предположить, что этот множитель имеет смысл вероятности сигнала i -го ранга.

Как уже говорилось, реальное восприятие субъектом внешнего мира с помощью органов ощущений полимодально и может быть представлено вектором в ПФ-пространстве, который может иметь проекции, в общем случае, не на одну какую-либо i -ю координату этого пространства, а на несколько. Число таких проекций зависит от сложности воспринимаемого образа. Если множитель $\frac{0,5}{1+i}$ действительно имеет смысл вероятности p_i модальности i -го ранга и если все N координат ПФ-пространства обеспечивают всю полноту восприятия, доступную нашим органам ощущений, то, очевидно, сумма всех p_i должна быть равна

$$\sum_{i=1}^N p_i = 1.$$

В самом деле,

$$\sum_{i=1}^{N=10} \frac{0,5}{1+i} = 1,01$$

практически совпадает с 1 (сумма из 9 слагаемых равна 0,964), что и свидетельствует в пользу 10-мерности ПФ-пространства.

3. ПФ-пространство и закон Ципфа-Мандельброта. Мысль о том, что множитель $\frac{0,5}{1+i}$ в экспоненте формулы (5) имеет вероятностный смысл, находит неожиданную аналогию в области психологии художественного творчества. Структура формулы (5) была получена нами из психофизических законов последовательным приведением исходного соотношения (2) к виду, позволяющему упорядочить и классифицировать эмпирические данные обеих психофизик, спроецировав их на то, что мы называли ПФ-пространством. Но оказалось, что выражение, подобное этому множителю, психологам уже известно, и смысл его — вероятность (частота). Речь идет о законе Ципфа-Мандельброта, смысл и происхождение которого до сих пор дискутируется специалистами. Различные версии объяснения этого закона приводятся в статье [10].

Исследователями произведений литературы, музыки, живописи обнаружено, что если подсчитать частоту p_i различных элементов произведения (слов, звукосочетаний, красок) и про ранжировать так, что $i=1$ будет принадлежать наиболее частому элементу, то все они образуют ряд, описываемый выражением

$$p_i = \frac{A}{B+i}, \quad (6)$$

где $i=1, 2, \dots, N$; N — объем «словаря» произведения; A и B — эмпирические постоянные. Сумма всех p_i равна единице:

$$\sum_{i=1}^N p_i = 1.$$

Одна из концепций объяснения этого закона в следующем. Наиболее часто встречающиеся элементы произведения — самые «банальные» и легко угадываемые. Редкие элементы — более «оригинальные» и неожиданные. Автор интуитивно определяет представительство тех и других в произведении так, чтобы оно не было слишком «банальным» и вызывающим скуку и не слишком «оригинальным» и потому непонятным для публики. Чувство этой меры или, лучше сказать, гармонии и определяет эстетический потенциал произведения, заодно и степень приближения его изобразительной палитры к указанной закономерности.

Сходство выражения (6) с множителем в экспоненте уравнения (5) очевидно. Это позволяет выдвинуть следующую гипотезу происхождения закона Ципфа-Мандельброта. Создавая художественное произведение, человек осуществляет нечто обратное его восприятию внешнего мира. В словах, звуках, красках он творит действительность, которая отвечает его мироощущению и миропониманию. Художественные образы — это стимулы изнутри. В художественном произведении материализуются, находят свое выражение имманентные свойства психики, того, что по нашей терминологии называется ПФ-пространством. С чем большей полнотой удастся это сделать художнику, тем выше эстетический потенциал произведения и тем больший эстетический «резонанс» вызовет оно у людей. Закон Ципфа-Мандельброта, возможно, одно из таких выражений. Так что сходство этого закона с множителем в экспоненте уравнения (5) может оказаться неслучайной аналогией. И если это так, то он окажется генетически связанным с архитектоникой ПФ-пространства и в этом смысле «родственником» психофизических законов.

4. Информационная интерпретация психофизических законов. Психофизические законы были открыты опытным путем. Их аналитические выражения (логарифмическое и степенное) утвердились лишь потому, что удовлетворительно описывали результаты экспериментов. Отсутствие теоретического обоснования этих законов порождало и порождает попытки их усовер-

шенствования. Но все эти попытки опять же исходят из феноменологии. Между тем становится все более очевидным, что теоретическую основу психофизических законов следует искать в функциональной организации психических процессов.

В этом пункте будет рассмотрен реальный, на наш взгляд, путь теоретического объяснения логарифмической и степенной зависимости.

В первом разделе, посвященном методологическим вопросам, нами было отмечено, что в основной постулат психофизики — адекватность отражения физического в психическом — сейчас внесено важное изменение. Оно состоит в том, что сенсорные образы внешнего мира не есть зеркальные отражения или копии, а суть информационные сообщения, представляемые в сигнально-кодовой форме. Трансформация физического воздействия на рецепторы в последовательность сигналов нервного кода вносит принципиально новый момент во взаимоотношения между физическим и психическим. Если в классической приборной модели восприятия сенсорно-психическое мыслится как продолжение физического, отличающееся лишь способом реализации (подобно тому, как свет, падающий на фотоэлемент, преобразуется в электрический ток и измеряется в единицах электричества), то трансформация физического в его информационный эквивалент сенсорных процессов означает, что вступают в силу иные — информационные — законы (не отменяющие физических, с помощью которых генерируются сигналы нервного кода, но ставящие их в подчинение информационным соотношениям).

Из этого фундаментального факта следует, что процессы формирования ощущения и все последующие акты психической деятельности должны описываться в понятиях теории информации, а соотношения между сенсорными и психическими переменными должны подчиняться информационным законам. Поэтому психофизиологическая зависимость (2) между сенсорными и психическими переменными имеет информационную природу.

Из прямых электрофизиологических измерений известно, что логарифмическое преобразование имеет место уже на рецепторном уровне, т. е. на входе сенсорных систем. Именно так и должно быть согласно информационной природе сенсорных процессов.

Физическое воздействие на рецепторы трансформируется в эквивалентное число сигналов сенсорного кода. В теории информации доказано, что такое преобразование должно иметь вид логарифмической зависимости и никакой иной. Закон Фехнера — логарифмическая функция величины раздражения, и поэтому не может быть ничем иным, как количеством информации, эквивалентным действию на рецепторы. Заметим, кстати, что неочевидные допущения, с помощью которых Фехнер вы-

вел свой закон, вытекают из требований, которым должна удовлетворять информационная функция. В частности, переход от конечных разностей к бесконечно малым приращениям означает требование непрерывности — дифференцируемости информационной функции.

Если сенсорная переменная F выражает операцию кодирования информации о стимулах, то функция S представляет результат «прочтения» информационного сообщения, т. е. операцию декодирования. Эту операцию выражает формула (2), и еще более конкретно — формула (5). В теории информации известен закон, задающий число различных сообщений, которые можно передать определенной последовательностью сигналов. Он имеет вид экспоненциальной зависимости $C = L^n$. Здесь n — количество сигналов в сообщении, L — размер кода, в котором записываются сообщения, C — число возможных сообщений (или «слов»). Нетрудно заметить соответствие выражений (2) и (5) этому закону. Обратим внимание на важную деталь: в основании экспоненты стоит размер кода, т. е. число различных сигналов, которыми кодируется сообщение. Так, в двоичном коде $L = 2$, а в генетическом $L = 4$. Отсюда смысл основания φ в формуле (5) — это размер кода системы, производящей операцию второсигнальной оценки ощущения. Степенной характер зависимости S от I автоматически следует из логарифмического вида информационной функции F и экспоненциального вида уравнения (2). То и другое — информационные соотношения. Поэтому степенной закон Стивенса — следствие информационной природы переменных F и S и единственно возможный вид проекции физического континуума на шкалу субъективных оценок.

Л. Больцману, выдающемуся физика прошлого века, принадлежит афоризм: «Нет ничего более практичного, чем хорошая теория». Теория информации, как мы видим, вносит теоретическую определенность в смысл самих психофизических законов, один из которых выражает первосигнальную операцию кодирования сенсорной информации, другой — следствие второсигнальной операции декодирования. Но ценность информационной парадигмы не только в объяснении того, что было установлено эмпирически. Она, как и любая «хорошая теория», указывает на наиболее перспективные направления для постановки «зрячих» экспериментов, т. е. опытов с предсказуемыми результатами. К одному такому прогнозу мы сейчас обратимся.

5. Сенсорные коды. Известно, что информационную функцию (количество информации для записи какого-либо сообщения или содержащееся в таком сообщении) с точностью до постоянного множителя можно получить из общих требований (независимости, непрерывности, аддитивности, см. [11]), которым она должна удовлетворять:

$$y = D \cdot \ln x. \quad (7)$$

Явный же вид множителя D задается выбором единицы информации, которая в свою очередь зависит от ее кодового представления. Простейшим, т. е. наименьшим по числу используемых символов, кодом является двоичный. Им и задается стандартная единица информации — бит: если $x=2$, то $y=1$. Подставляя эти значения в формулу (7), получим $D=1/\ln 2$. Отсюда двоичное количество информации

$$y = \frac{\ln x}{\ln 2} = \log_2 x,$$

т. е. логарифмирование ведется по основанию размера кода, в данном случае двоичного. В вычислительной технике двоичный код является общепринятым, как наиболее простой и удобный, но это вовсе не значит, что не могут существовать или быть созданы иные коды.

Это элементарное извлечение из теории информации было сделано нами для того, чтобы пояснить смысл того преобразования, которое допускает показатель экспоненты в формуле (5). Обозначим его символом R_i , а вместо F подставим правую часть закона Фехнера

$$R_i = \frac{0,5}{1+i} \cdot F = \frac{0,5a}{1+i} \cdot \ln I. \quad (8)$$

Нетрудно видеть, что получилась конструкция подобная формуле (7) с той лишь разницей, что в общем виде информационной функции (7) множитель D задается выбором единицы информации, т. е. выбором кодового ее представления, а в нашем случае он уже имеет явный вид благодаря эмпирическим данным, полученным из обеих психофизик. Так что, зная этот множитель для каждого вида ощущений, мы можем рассчитать размер кода, которым пользуются сенсорные системы при восприятии тех или иных модальностей. Для этого следует выбрать такое основание логарифма в (8), чтобы множитель при нем превратился в единицу (эта операция называется нормировкой на единицу). Вводя обозначение

$$\ln L_i = \frac{1+i}{0,5a},$$

получим

$$R_i = \frac{\ln I}{\ln L_i} = \log_{L_i} I. \quad (9)$$

Таким образом, основание логарифма, которое в психофизике — 1 выбирается произвольно (чаще всего пользуются десятичными логарифмами), в информационном представлении закона Фехнера приобретает ясный смысл размера сенсорного кода. Коды для разноранговых модальностей L_i представлены в таблице.

Величина L_1 является естественным (в данном контексте «естественный» означает вытекающий из свойств самих сенсорных систем) основанием логарифмической функции R_1 . Она же задает естественную единицу информации для данного вида ощущения: при $I=L_1$ $R_1=1$. Как видно из таблицы, величина L_1 варьирует в пределах $1 < L_1 < 5$, ни в одном случае не принимая целочисленного значения.

Если языки органов ощущений различны, то рациональная оценка сенсорной информации S_1 осуществляется, как это следует из уравнения (5), на одном универсальном языке, в основании которого лежит золотое сечение ϕ , число иррациональное.

Насколько реальны подобные коды?

Ответ на этот вопрос в принципе уже дан. Такие коды уже разработаны и реализуются в вычислительной технике. Главный аргумент в пользу введения систем счисления, основанных на кодах золотых пропорций, состоит в том, что они «...сохраняют все положительные качества классической двоичной системы счисления, но за счет заложенной в них избыточности позволяют решать ряд задач, связанных с контролем измерительных и арифметических преобразований информации в цифровых системах» [12].

Если мозг в своей сенсорно-психической деятельности производит логико-арифметические операции, то несомненно, что принципы и алгоритмы этой деятельности должны быть наиболее совершенными и универсальными. Избыточность — известное свойство мозга. Оно обеспечивает надежность кодирования, передачи и обработки сенсорной информации. Так что вычислительная техника, по-видимому, открывает для себя то, что давно использовала эволюция при «конструировании» человеческого мозга. К этому следует добавить, что помимо числа ϕ сейчас известны и другие золотые пропорции, которые описываются общим уравнением, частным решением которого является число ϕ . На каждой из этих обобщенных золотых пропорций может быть построена соответствующая кодовая система. Все эти коды обладают большей избыточностью, чем ϕ -код и не выгодны для вычислительной техники (по крайней мере на сегодняшний день). Но мы должны иметь их в виду, и не исключено, что для повышения точности и надежности сенсорно-психических актов могут использоваться и другие коды золотой пропорции. На такую возможность будет указано далее.

6. Об информационном смысле показателя b и некоторых других следствиях. Из формулы (5) с учетом выражений (8) и (9) вытекает, что

$$\log_{\phi} S = \log L I \quad (10)$$

(мы опустили индекс i для простоты выражения). Смысл этого уравнения в эквивалентности сенсорной информации о раздра-

жении I , записанной L -кодом, и информации, выражаемой Φ -кодом в субъективном суждении S . Из (10) получаем

$$S = I^{\log_L \Phi}, \text{ или } S = I^{\frac{\ln \Phi}{\ln L}},$$

откуда

$$b = \frac{\ln \Phi}{\ln L}. \quad (11)$$

Таким образом, показатель степени в законе Стивенса выражается через две информационные характеристики ПФ-пространства. Из этого выражения можно вычислить L для каждого конкретного значения b .

Известно, насколько изменчиво значение b в зависимости от условий шкалирования. Диапазон этих изменений от 0,3 до 1,8 (для электрокожного раздражения, дающего наибольший b , взяты последние литературные данные). Возникает вопрос, который, насколько нам известно, в психофизике-2 не ставился. Заполняют ли эмпирические значения b этот промежуток непрерывно, т. е. могут принимать в нем любые значения или же распределяются каким-либо образом? Вопрос этот возникает в связи с тем, что если показатели b равномерно и непрерывно заполняют указанный интервал, то и L по формуле (11) должны вести себя подобным же образом. А это противоречило бы кодовому смыслу величин L , поскольку коды должны быть дискретными и число их должно быть конечным. Из кодового значения величин следует ожидать, что показатели b должны распределяться так, как это указывало бы на неравномерность и дискретность их заполнения диапазона от 0,3 до 1,8.

В [1] дается подборка показателей степени для различных модальностей. Мы решили воспользоваться этими данными и построить распределение для b . В тех случаях, когда для одной и той же модальности разными авторами приводятся различные значения b , мы выбирали последнее по времени определение. Выборка составила 31 показатель. Их распределение показано на рис. 3.

Хотя выборка не столь уж представительна, и точность определений b примерно в половине случаев дана до первой значимой цифры после запятой, тем не менее несомненно, что распределение b не является ни равномерным, ни однородным. Можно выделить по крайней мере два достоверных максимума (на рис. 3 отмечены стрелками). Центральную часть этого распределения занимает интервал b от 0,85 до 1,05. Значения b в этом промежутке, по-видимому, группируются около величины $b = 1,0$, что подтверждает более дробное распределение (см. рис. 3). Значению $b = 1,0$ соответствует $L = \Phi$. Слева от этого максимума находится еще один почти такой же по величине (интервал b от 0,45 до 0,65) и здесь вероятней всего самая репрезентативная точка $b = 0,5$, которой соответствует $L = \Phi^2$. Крайняя слева

точка — это показатель $b=0,33$ для яркости светового пятна. Между ней и ближайшим значением находится незаполненный промежуток. И примечательно, что для $b=0,33$ получается $L \approx \varphi^3$. Справа от центрального максимума лежит область значений b , заполненная достаточно равномерно. Этой области соответствует интервал b от 1,30 до 1,58.

Отмеченные нами особенности распределения показателей степени позволяют предположить, что все разнообразие модаль-

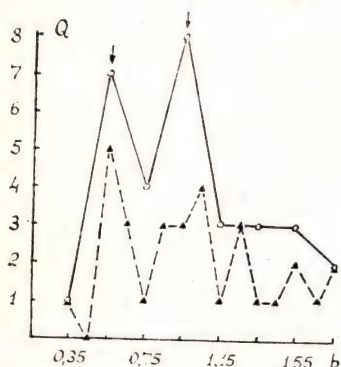


Рис. 3. Распределение показателей степени b различных модальностей по литературным данным, собранным в [1, с. 16]: по оси абсцисс величина b , по оси ординат численности Q соответствующих классовых промежутков; сплошная кривая — распределение по классовым интервалам $\Delta b=0,20$, пунктирная — распределение для $\Delta b=0,10$; стрелками указаны достоверные пики распределения

ностей разделяется на две категории: модальности, для которых $b > 1$, и модальности с $b \leq 1$. Попытаемся представить себе стратегию субъективного шкалирования каждой из этих категорий.

Ко второй категории относятся модальности с наиболее протяженным диапазоном адекватного восприятия и соответственно с наиболее протяженным физическим континуумом. Это — яркость, громкость, запах и некоторые другие. Основным кодом и, следовательно, основной единицей сенсорной информации для таких модальностей является число φ . Принимая во внимание, что положение двух достоверных максимумов распределения b дает значения L близкие к φ и φ^2 , и, учитывая отдельное положение b для яркости ($L=\varphi^3$), можно предположить, что укрупнение единиц информации для модальностей с $b \leq 1$ осуществляется так же, как в известных системах счисления — поразрядно. Но если, например, в десятичной системе единицы составляют первый разряд, десятки — второй и т. д., то в данном случае первый разряд составляет число φ , второй — φ^2 , третий — φ^3 .

К первой категории ($b > 1$) относятся модальности, носящие в большинстве своем контактный характер (вкусовое, тактильное, проприоцептивное ощущение и др.). Диапазон их адекватного восприятия в целом уже, чем у дистантных модальностей. Поэтому «эталонной» единицей измерения таких ПФ-континуумов, возможно, является уже не φ , а иная золотая про-

порция, меньшая по величине и дающая большую избыточность при кодировании. Ряд золотых пропорций, начиная с $\phi = 1,618$, далее $\phi' = 1,465$, $\phi'' = 1,380$, составляет сжимающуюся последовательность, чем, вероятно, и объясняется вид правой части распределения на рис. 3.

Наше предположение о существовании сенсорных кодов, основанных на других значениях золотых пропорций помимо ϕ , полностью умозрительно, и единственным оправданием для его высказывания является принципиальная возможность обеспечения большей надежности психометрических операций. О каких-либо количественных подтверждениях не может быть и речи, поскольку все имеющиеся в нашем распоряжении количественные данные не обладают достаточной точностью для достоверных выводов. Нужны специальные исследования, которые обеспечивали бы точность вычисления b со значимой второй и даже третьей цифрой после запятой. Непременным условием таких опытов, кроме хорошо продуманной процедуры эксперимента, должен быть большой объем выборки испытуемых. Тем не менее, подобная кодовая пластичность сенсорного кодирования информации может дать ключ к пониманию целой группы эффектов, хорошо знакомых психофизикам. Приведем лишь некоторые примеры.

Одним из наиболее универсальных феноменов является эффект диапазона (крутизна шкалы оценок возрастает при сужении диапазона стимулов и наоборот). Этот эффект можно объяснить тем, что с уменьшением физического диапазона сенсорной системе приходится для повышения эффективности восприятия переходить на кодирование с большей избыточностью (к меньшему L). Расширение физического диапазона должно приводить к противоположному действию. Такие изменения в показателе b по той же причине должны иметь место и при увеличении числа стимулов в одном и том же физическом диапазоне. С уменьшением интервалов между соседними стимулами показатель степени должен возрасть. Объяснимы и особенности проявления этих эффектов у разных модальностей. Шкалирование модальностей, для которых в самом узком из исследуемых диапазонов $b \leq 1$, существенных изменений в показателе степени при расширении диапазона обнаруживаться не должно, т. к. единицы измерения информации уже рассчитаны на протяженные диапазоны. Напротив, восприятие модальностей, для которых $b > 1$ в самом узком диапазоне, с расширением диапазона должно переключаться на градуировку более крупными единицами L , достигающими и даже превышающими ϕ . В такое объяснение хорошо укладываются, например, данные специальных исследований Лупандина [1, с. 117], из которых следует, что при шкалировании яркости, громкости и размера площади ($b < 1$) с расширением диапазона стимулов показатель степени менялся незначительно. В то же время шкалирование таких мо-

дальностей, как вкус, тяжесть, частота звуковых щелчков и световых вспышек (у всех $b < 1$) при увеличении ширины исследуемого диапазона приводило к существенному снижению показателя степени.

7. Золотая пропорция: только ли элемент культуры? В этом последнем пункте мы позволим себе выйти за рамки обсуждаемой проблематики и затронуть вопрос, который входит в компетенцию эстетики, «науки о законах эстетического освоения человеком мира, о сущности и формах творчества по законам красоты», как утверждается в Философском словаре. Вопрос этот касается золотой пропорции, с античных времен считающейся эталоном красоты и гармонии композиционных решений в различных видах искусств. Отчасти мы уже обращались к этому вопросу в п. 3.

Вспомним, что золотая пропорция с поразительной для биологии точностью обнаруживается во многих объектах живой природы растительного и животного происхождения. Несомненно, что число ϕ и образуемые с его помощью ряды (ряды Фибоначчи) представляют собой алгоритм, имеющий глубокий биологический смысл. Все известные проявления этого алгоритма относятся к структурным образованиям и морфогенезу. Считается, что золотое сечение стало достоянием человеческой культуры и приобрело высокий эстетический потенциал в результате именно наблюдений из живой природой. В книге Ф. Патури [13] по этому поводу сказано: «Вольно или невольно человек берет за образец окружающий его мир, когда он стремится воспитать в себе эстетические чувства, суждения и вкусы. Художественное восприятие формы человеком возникает, развивается и обогащается в процессе постоянного, непрерывного общения его со всем тем, что его окружает... И если один и тот же архитектурный принцип, тысячекратно варьирующий в царстве флоры, вновь и вновь оказывается в поле зрения человека, вечно-го ученика окружающего его мира, то это не проходит бесследно».

Как будто бы сказано убедительно. Но, во-первых, обнаруженная нами инварианта внутренне присуща психофизиологическому пространству и никак не может быть благоприобретением культурного развития. Во-вторых, сенсорное пространство — это пространство не геометрическое, а функциональное. В-третьих, оно включает все виды ощущений. Из перечисленных обстоятельств следует, что психофизиологические алгоритмы, опирающиеся на золотую пропорцию, есть продукт биологической эволюции мозга; что связанные с золотым сечением числовые последовательности в живой природе, вероятно, не исчерпываются только морфогенезом; что, наконец, наше эстетическое отношение к золотым пропорциям может оказаться интуитивным, подсознательным ощущением консонанса этих пропорций эталонным соотношениям, заложенным в нашей

психике. Последнее предположение допускает такую точку зрения на истоки художественного творчества. Это — стремление создать в окружающем мире с помощью изобразительных средств нечто созвучное с внутренним миром психического, сделать тем самым окружающую среду более комфортной уже не в материальном, а в духовном отношении. Вероятно, этому и призвано служить искусство.

Заключение

Образующаяся при объединении двух психофизических законов зависимость (2) реализует новую познавательную стратегию, ориентирующую исследователей на изучение свойств и закономерностей функциональной организации психофизиологического субстрата восприятия внешнего мира.

Более века назад психофизика сформировалась как отрасль психологии, занимающаяся изучением количественных соотношений между физическим воздействием и возникающим при этом ощущением. В середине нашего века сфера количественных исследований была расширена: к методам определения порогов ощущения добавились методы прямых оценок величины ощущения, т. е. в поле внимания исследователей была включена второсигнальная психическая деятельность на уровне суждений. Таким образом, предметом изучения стало выяснение количественных отношений в последовательности: физическое воздействие — первосигнальная сенсорная реакция — второсигнальная психическая оценка. В классической психофизике исследованию подвергается либо первое соотношение в этой последовательности (психофизика — 1), либо отношение между физическим и психическим (психофизика — 2).

Психофизиологическая зависимость подразумевает сосредоточение внимания на соотношении между сенсорным и психическим. То и другое (благодаря методам обеих психофизик) удастся независимо оценить количественно и выразить двумя психофизическими законами (1). Но наше предложение не является предложением еще одной ипостаси психофизики. Оно означает иной подход к проблеме в целом, начиная с ее философских корней.

Эти корни, как уже говорилось в начале статьи, восходят к картезианскому противопоставлению физического и психического. В наше время эта проблема изучается теорией познания (гносеологией). Психофизика является, таким образом, наукой, изучающей одну из сторон многогранной проблемы отражения внешнего мира в сознании человека.

Современная гносеология впитала в себя огромный опыт развития научного знания со времени Декарта до наших дней. И этот опыт, примененный к конкурентной науке — психофизике, позволяет проанализировать не только ее развитие в прошлом, но и путь ее прогресса в обозримом будущем.

На этапе становления науки Нового времени доминирующим методом познания был **эмпиризм** — воззрение, признающее чувственный опыт единственным источником знаний. Эмпиризм до сих пор сохраняет свой познавательный потенциал во многих биологических дисциплинах, в том числе и в психофизике. Но абсолютизация какого-либо одного стиля научного мышления рано или поздно становится тормозом для прогресса. Эмпиризм ставил познание в зависимость от опыта, принимая и даже полностью игнорируя познавательную роль рационального. Такую тенденцию мы видим и в психофизике. Она находит свое выражение в приборной модели отражения физического в психическом, в отрицании роли абстрактного мышления (количественные операции в психическом безотносительно к каким-либо физическим величинам считаются лишними смысла).

На роль интеллекта в процессе познания обратил внимание И. Кант в «Критике чистого разума». Он указал на существование в сознании человека априорных (врожденных) форм чувственного созерцания, рассуждения, включая связи между сенсорным и рассудочным и способы синтеза чувственного многообразия в абстрактные представления. Своим учением Кант привлек внимание к проблеме изучения самого субстрата познания, законов, управляющих восприятием и мышлением, и тем самым заложил основу нового стиля научного мышления — **гносеологизма**.

Психофизиологическая зависимость (2), в сущности, исходит из кантовских представлений о разуме. Ею утверждается, что субстрат сенсорно-психической деятельности обладает внутренней функционально-структурной организацией, управляемой имманентными законами, инвариантными по отношению к воспринимаемой действительности.

Эмпиризм опирается на **индуктивный метод** познания, т. е. на сбор фактического материала с его последующим обобщением и нахождением теоретической модели, объясняющей всю совокупность факторов. Такими обобщениями эмпирических данных являются психофизические законы. Однако эмпирический характер законов уже сейчас тормозит развитие психофизики, в чем нетрудно убедиться, анализируя современную психофизическую фактологию. В начале статьи мы приводили высказывания Лупандина и Гайсслера на этот счет.

Преодоление этих трудностей, очевидно, требует **дедуктивного подхода**, т. е. поиска идей «со стороны» и экспериментальной проверки этих идей на эффективность. Первой такой идеей в наших исследованиях было «скрещивание» психофизических законов в психофизиологическую связь. Сделав этот шаг, мы получили возможность рассмотреть психофизические данные под новым углом зрения, и этот анализ привел, на наш взгляд, к весьма нетривиальным результатам. Вторая идея «со сторо-

ны» состояла в информационной трактовке психофизических законов и психофизической зависимости. Ее основное достоинство видится в том, что она позволяет понять, почему именно логарифмическая и степенная функции представляют психофизические законы, и показать, что только эти, и никакие иные, выражения могут представлять эти законы. Многочисленные попытки усовершенствования психофизических зависимостей или декларирование их множественности с информационной точки зрения выглядят необоснованными.

Психофизическая фактология, стремящаяся к детальному изучению восприятия разнообразных модальностей в различных экспериментальных условиях и многовариантными способами, выражает путь познания, получивший название **элементаризма**. Стратегия элементаризма оказалась чрезвычайно эффективной в таких фундаментальных отраслях естествознания, как химия и физика. Добравшись до элементарных частиц материи и элементарных взаимодействий, эти науки построили мощную, всеохватывающую теорию, позволяющую, хотя бы в принципе, объяснить и описать все известные физические и химические явления.

Направление к элементаризму является ведущим и в биофизике, стремящейся выяснить физические основы жизнедеятельности. Однако оптимизм, который вселили успехи биофизики на уровне макромолекул еще в начале 60-х годов, все более сменяется озабоченностью исследователей теми принципиальными трудностями, с которыми сталкивается биофизика при изучении более высоких уровней биологической организации. Особенности жизнедеятельности, главная из которых состоит в антиэнтропийном, целенаправленном поведении организмов, вынудили исследователей обратиться в отношении подобных объектов к иной познавательной деятельности, именуемой **системным подходом**.

Системному анализу подлежат объекты, обладающие целенаправленным поведением. Физиологи предпочитают называть их функциональными системами. Фундаментальным свойством функциональных систем является их качественная целостность, только при сохранении которой и могут иметь место их функциональные свойства. В силу этого основополагающего момента попытки разложить деятельность системных объектов на элементарные акты, в расчете на то, что из этих «элементов» удастся синтезировать поведение целого, неконструктивны.

Из сказанного следует, что психофизический элементаризм не может рассчитывать на то, что он в самом себе создает предпосылки для последующего синтеза всех «локальных» психофизических феноменов и порождаемых ими «микротеорий». Это все в большей степени осознается самими исследователями.

Предлагаемая нами ориентация на изучение внутренней психофизиологической связи, по существу, реализует стратегию си-

стемного подхода к сенсорно-психической деятельности. Сфера этой деятельности рассматривается нами как черный ящик, на сенсорных входах которого имеет место фехнеровское преобразование физического воздействия в поток информации, а на психическом выходе происходит декодирование и оценка этой информации. Подчеркнем, что применение метода черного ящика, одного из основных методов системного анализа, оказалось возможным благодаря существованию двух направлений психофизики. В этом отношении методы и данные психофизики — 1 и психофизики — 2 являются не самостоятельными и независимыми, а органично дополняющими друг друга познавательными источниками для изучения психофизиологической связи.

И последнее методологическое замечание. Психофизика возникла и в последующем развивалась как специальная наука, изучающая проблему количественных соотношений между физическим и психическим. Возникновение этой отрасли психологии произошло в русле общей тенденции к **дифференциации** научных направлений, которая была характерна для всего естествознания Нового времени. Процесс дифференциации психофизических представлений продолжает углубляться и в настоящее время. Дивергенция исследовательских интересов психофизики — 1 и психофизики — 2 не только не преодолевается, но и усугубляется. Накопление и рассмотрение эмпирических данных как некоторого самоценного знания изолируют психофизическую фактологию от других направлений психологии. Между тем, в современной науке доминирующими становятся **интегративные** процессы, объединяющие единой проблематикой подчас далекие друг от друга дисциплины.

Анализируя психофизиологическую зависимость, мы невольно выходили на проблемы, которые являются прерогативой психологии художественного творчества и эстетики. Были высказаны некоторые суждения о природе искусства и эстетического восприятия. При всей их гипотетичности такие суждения открывают перспективу синтеза представлений о сенсорно-психической деятельности с другими областями психологии. Напомним в этой связи интерпретацию закона Ципфа — Мандельброта. Со своей стороны приборная модель отношений психического к физическому в силу своей ориентации на приоритет физического такую экстраполяцию не допускает. Интегративные возможности психофизиологической концепции — еще одно методологическое достоинство такого подхода.

Переходя от методологической части заключения к конкретным результатам проведенного нами анализа, выделим в первую очередь представление о 10-мерном ПФ-пространстве. Такое представление, если оно будет подтверждено дальнейшими комплексными психофизическими исследованиями, поможет решить проблему классификации всего многообразия модальностей. Сейчас эта проблема серьезно беспокоит психофизиков.

Представление о ПФ-пространстве коренным образом меняет взгляд на сущность восприятия и шкалирования. Происходит не «градуировка» психического под данное физическое, а напротив, образование информационной проекции этого физического на ПФ-пространство. Универсальной (инвариантной) мерой ПФ-пространства, по-видимому, является золотая пропорция. Древняя истина «человек — мера всего сущего» обретает явный смысл.

Другая трудность психофизики состоит в множественности эффектов, связанных с особенностями процедуры шкалирования. Свести все эти эффекты к какому-либо «общему знаменателю» не удастся и, по всей видимости, невозможно в рамках центральной догмы психофизики.

Анализ психофизиологической зависимости обнаружил ряд интересных особенностей ПФ-пространства, которые, как нам кажется, в совокупности могут оказаться полезными для объяснения психофизических феноменов, чаще называемых эффектами. Вопрос этот требует специальной разработки, и мы ограничились в статье лишь некоторыми примерами. Перечислим кратко эти особенности:

1. Ограниченность ПФ-пространства, позволяющая ввести критерии диапазона адекватного восприятия любой заданной (параметром k или ранговым номером) модальности независимо от ее физической природы.

2. Наличие внутри диапазона адекватного восприятия особых точек, с которыми могут быть связаны различные стратегии шкалирования и неоднозначности эффектов у разноранговых модальностей.

3. Существование собственных единиц информации и собственной меры количества ощущения. Не исключено, что таких масштабов несколько и выбираются они сообразно конкретным условиям восприятия.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Лупандин В. И. Психофизическое шкалирование. Свердловск, 1989.
2. Гайссер Х. Г. Системный подход к решению проблем психофизики // Психофизические исследования. М., 1977. С. 7—31.
3. Забродин Ю. М., Лебедев А. Н. Психофизиология и психофизика. М., 1977.
4. Рыбин И. А. К теории сенсорного восприятия // Вопросы сенсорного восприятия. Свердловск, 1987. С. 3—23.
5. Baird J. C., Noma E. Fundamentals of scaling and psychophysics. N. Y., 1978. P. 44, 83.
6. Stevens S. S. On the new psychophysics // Scand. J. Psychol. 1960. Vol. 1, Nr 1. P. 27.
7. Шамков Н. В., Рыбин И. А., Малофеева Л. А., Берлибле М. Д. Опыт двумерного шкалирования на примере площади и яркости светового пятна // Вопросы сенсорного восприятия. Свердловск, 1987. С. 48—56.

8. Лазарев П. П. О взаимном влиянии органов зрения и слуха // Сочинения. М., 1957. Т. 1. С. 57.
9. Teghtsoonian R. Range effects in psychophysical scaling and a revelation of Stevens' law // Amer. J. Psychol. 1973. Vol. 83, Nr 1. P. 3.
10. Орлов Ю. К. Невидимая гармония // Число и мысль. М., 1980. Вып. 3. С. 70.
11. Кастлер Г. Азбука теории информации // Теория информации в биологии. М., 1960. С. 9—53.
12. Стахов А. П. Коды золотой пропорции. М., 1984.
13. Патури Ф. Растения — гениальные инженеры природы. М., 1982.

УДК 612.821

В. И. ЛУПАНДИН
Уральский университет

ОСНОВНОЙ ПСИХОФИЗИЧЕСКИЙ ЗАКОН И ЕГО СОВРЕМЕННАЯ ИНТЕРПРЕТАЦИЯ

Под основным психофизическим законом обычно понимают универсальную функцию связи между физическими параметрами раздражителя и соответствующими им субъективными (психическими) величинами. Впервые понятие основного психофизического закона как закона связи между ощущением и силой раздражителя было введено Г. Т. Фехнером в 1860 году (см. [1]), хотя сама постановка вопроса о характере психофизической зависимости восходит еще к первой половине 18-го столетия (см. обзор [2]). На основании многочисленных опытов по измерению дифференциальных порогов Г. Фехнер сформулировал закон, согласно которому «величина ощущения пропорциональна логарифму силы раздражителя»:

$$R = k \cdot \log S. \quad (1)$$

Логарифмический закон Фехнера оставался незыблемым вплоть до 50-х годов нашего столетия, пока С. Стивенс не провозгласил свой знаменитый девиз: «Воздадим честь Фехнеру, но пересмотрим его закон» [3]. В результате закон был пересмотрен в пользу степенной формы зависимости

$$R = k \cdot S^n. \quad (2)$$

Кроме двух «главных» (общепринятых) трактовок основного психофизического закона (логарифмической и степенной функции), существуют и другие его модификации. Так, еще в 1743 г. И. Крюгер [4] предположил, что величина ощущения растет пропорционально величине раздражителя, т. е.

$$R = k \cdot S. \quad (3)$$

А. Пюттер [5] пришел к выводу, что сенсорная психическая величина возрастает как экспоненциальная функция интенсивности стимула:

$$R = k \cdot (1 - e^{-bs}). \quad (4)$$

В этом случае предполагается, что ощущение должно достигать «потолка» при высоких интенсивностях. Позднее эта формула была пересмотрена Пюттером в пользу тангенциальной функции, предложенной Э. Зиннером [6]:

$$R = k \cdot e^{b \cdot \operatorname{tg} S}. \quad (5)$$

Г. Бенеш [7] предположил, что аналогично восприятию пространственных параметров объекта ощущение должно быть пропорционально арктангенсу величины раздражителя:

$$R = k \cdot \operatorname{arctg} S. \quad (6)$$

Наконец, Р. Хьюстон [8] сделал вывод о том, что психофизическая функция представляет собой интегральную фи-гамма-функцию.

Существуют попытки создания «обобщенного» психофизического закона, который включал бы в себя разные формы зависимости. Так, Г. Экман [9] считает, что степенная функция Стивенса представляет собой частный случай более общего логарифмического закона Фехнера. Ю. М. Забродин (см. [10]) выразил обобщенный психофизический закон дифференциальным уравнением следующего вида

$$a \cdot \frac{dR}{R^z} = \frac{dS}{S}. \quad (7)$$

При этом экспонента z может принимать значения от 0 до 1. При $z=0$ уравнение при интегрировании дает логарифмическую зависимость R от S , при $z=1$ — степенную. При $0 < z < 1$ можно получить любую функцию, промежуточную между степенной и логарифмической формами зависимости.

Согласно четырехальтернативной концепции Дж. Бэрда (см. [11]), в дифференциальной форме уравнение основного психофизического закона имеет еще более сложный вид:

$$a \cdot \frac{dR}{R^z} = b \cdot \frac{dS}{S^y}. \quad (8)$$

При этом если экспоненты z и y принимают дискретные значения 0 и 1, то при интегрировании уравнения (8) можно получить 4 типа зависимости R от S — линейную, логарифмическую, степенную и антилогарифмическую (экспоненциальную). В отличие от Ю. М. Забродина, автор не рассматривает возможности существования значений z и y , промежуточных между 0 и 1.

Как видно из вышеизложенного, существует достаточно большое число психофизических законов, подтверждаемых экспериментально, многие из которых претендуют на звание основного (универсального) закона связи между физическими параметрами раздражителя и их субъективным (психологическим) выражением. Однако разнообразие математических функций для описания этой связи свидетельствует как раз о том, что ни один из этих законов не может считаться универсальным.

Попытаемся проанализировать причины разногласий между авторами по поводу характера психофизической связи. По многочисленным литературным данным и результатам собственных исследований мы пришли к выводу о том, что основной причиной является высокая степень вариабельности психофизических функций. Эта вариабельность прослеживается как при анализе индивидуальных данных, так и при описании психофизических функций, усредненных по большому числу испытуемых.

Рассмотрим основные причины вариабельности психофизических функций.

1. Модальность сенсорного раздражителя

В соответствии с четырехальтернативной моделью Дж. Бэрда (см. [11]) мы исследовали степень приближения психофизических функций субъективной оценки стимулов разной сенсорной модальности к одному из четырех типов зависимости (линейной, логарифмической, степенной и экспоненциальной). В качестве критерия служила величина коэффициента линейной корреляции между физическими параметрами стимула исследуемой сенсорной модальности (S) и их субъективными оценками (R) в разных системах координат. Анализируемые функции для каждой сенсорной модальности представляли собой результат усреднения индивидуальных данных по 100 взрослым испытуемым. Результаты корреляционного анализа представлены в таблице.

Таблица показывает, что психофизические функции субъективной оценки стимулов разной модальности могут быть описаны разными математическими выражениями, так как имеют неодинаковую степень приближения к линейной функции в разных системах координат. Так, оценка громкости тонального звука наилучшим образом описывается степенной функцией (в логарифмической системе координат $r=1,00$). Для оценки яркости светового пятна и интенсивности вкусового ощущения наиболее оптимальной является логарифмическая функция ($r=0,98 \div 0,99$); оценка высоты тона с одинаковым успехом может быть описана как степенной, так и логарифмической зависимостью ($r=0,98$), а оценка некоторых пространственных и временных параметров — степенной и линейной функцией. Почти такую же степень приближения к линейной и степенной формам зависимости имеет и функция субъективной оценки тяжести груза ($r=0,99 \div 1,00$). В то же время ни одна сенсорная модальность не может быть с хорошим приближением описана экспоненциальной функцией, так что вместо четырехальтернативной теории Бэрда можно принять трехальтернативную, допустив, что психофизические функции оценки стимулов разной модальности могут быть описаны линейной, логарифмической и степенной формами зависимости, а также любыми функциями, промежуточными между ними.

2. Метод психофизического шкалирования

Работами нашей лаборатории [12—14] показано, что форма психофизической функции в значительной степени зависит от метода шкалирования. В частности, интервальные методы обнаруживают связь близкую к логарифмической, методы оценки —

Таблица

Коэффициенты линейной корреляции между субъективной и физической шкалами для стимулов разной модальности в разных системах координат

Характеристика	Модальность и условия стимуляции	Координаты			
		простые	полулогарифм.	логарифм.	антилогарифм.
Качество Интенсивность	Высота тона	0,92	0,98	0,98	0,77
	Яркость светового пятна диаметром 3 угл. град.	0,79	0,99	0,97	0,55
	Громкость (тон с частотой 1 кГц)	0,89	0,96	1,00	0,73
	Тяжесть груза	0,99	0,90	1,00	0,88
	Интенсивность вкусового ощущения (растворы сахарозы)	0,93	0,98	0,83	0,81
Пространственные параметры	Длина цилиндров:				
	визуальная оценка	1,00	0,91	1,00	—
	кинестетическая оценка	1,00	0,89	1,00	—
Временные параметры	Количество точек	0,97	0,96	0,99	0,91
	Длительность звука	1,00	0,96	1,00	0,93
	Частота световых вспышек	0,96	0,97	0,99	0,86
	Частота звуковых щелчков	0,97	0,98	0,99	0,85

близкую к степенной, а категориальные методы — промежуточную между степенной и логарифмической форму зависимости. Если же включить сюда метод воспроизведения (репродукции) стимула, можно обнаружить психофизические функции близкие к линейным (см. [14]). Вид функции может существенно варьировать даже при использовании одного и того же метода в разных его модификациях. Так, при использовании метода группировки форма результирующей кривой значительно изменяется при увеличении числа используемых категорий (см. [13]).

Схематически соотношение психофизических функций шкалирования стимулов одной и той же модальности при использовании разных методов показано на рис. 1.

3. Индивидуальная вариабельность

Даже при использовании одного и того же метода шкалирования наблюдаются значительные индивидуальные вариации не только конкретных параметров той или иной функции (на-

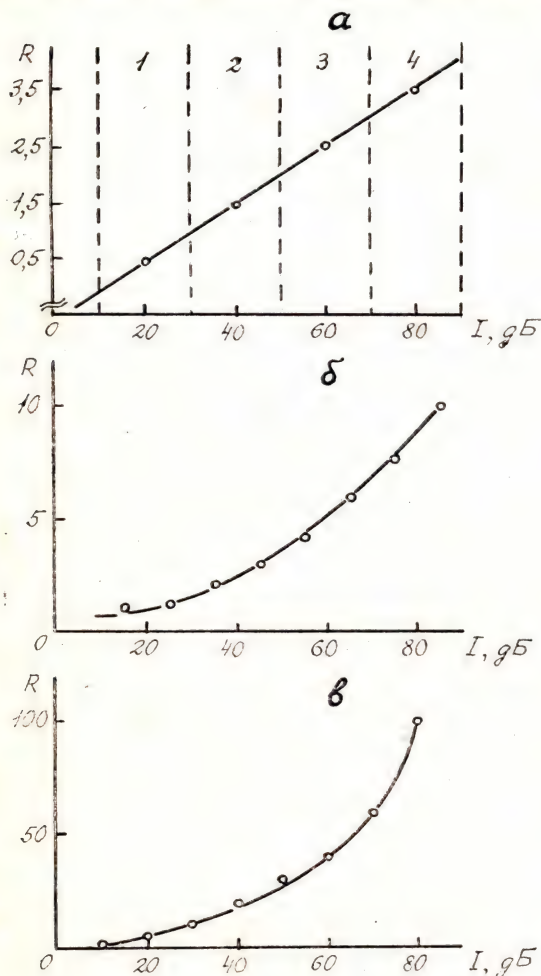


Рис. 1. Зависимость формы субъективных шкал от метода психофизического шкалирования: а) равноделение интервалов (цифрами обозначены номера поддиапазонов, в которых проводилось равноделение, а пунктирными линиями — их границы), б) категориальная оценка, в) оценка величины

пример, величины экспоненты степенной функции Стивенса), но и самой формы психофизической зависимости.

На рис. 2 приведены примеры того, как оценивается один и тот же стимульный ряд тремя разными испытуемыми при предъявлении абсолютно одинаковой инструкции. И в этом случае можно видеть, что, несмотря на идентичные условия эксперимента, форма результирующей функции может варьировать в весьма широких пределах.

Трех приведенных примеров вполне достаточно, чтобы доказать, что универсального психофизического закона, т. е. однозначной математической функции, которая описывала бы субъективные величины для стимулов разной модальности, для всевозможных условий эксперимента и для каждого конкретного

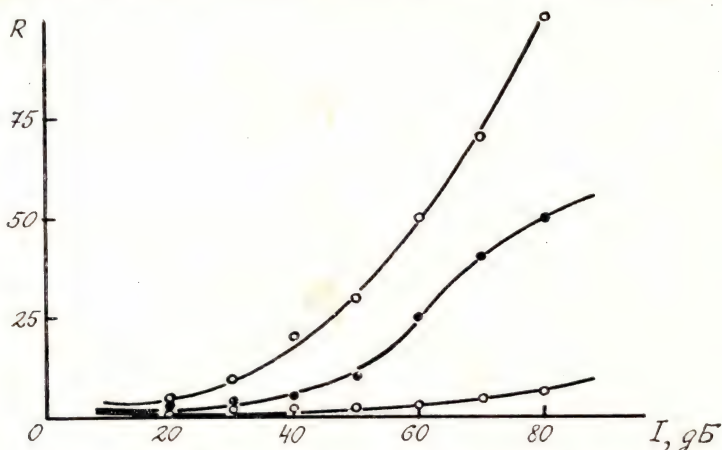


Рис. 2. Субъективная оценка громкости тонального звука тремя испытуемыми при предъявлении одного и того же стимульного ряда и идентичной инструкции

испытуемого, не существует. Действительно, трудно себе представить, чтобы такая сложная система, как мозг, вела себя однозначно, жестко детерминированно в любых условиях. Работа нервной системы основана на вероятностном принципе (см. [15]), следовательно, характер психофизической связи также должен подчиняться вероятностным законам.

Наша точка зрения по данному вопросу, которая уже излагалась в ряде ранее опубликованных работ [14, 16], состоит в следующем. Любой психофизический закон, выраженный в терминах жестко однозначной математической модели, имеет свою, достаточно узкую, область применения. Так, например, субъективная оценка громкости звука может быть описана как функция квадратного корня от уровня звукового давления: $R_1 = k_1 \cdot \sqrt{S}$. Оценка яркости описывается функцией корня кубического от физической интенсивности: $R_2 = k_2 \cdot \sqrt[3]{S}$ и т. д. Тем не менее обе вышеуказанные зависимости можно описать степенной функцией Стивенса: $R = k \cdot S^n$, где n соответствует 0,5 для первого случая и 0,33 — для второго. Следовательно, формула Стивенса объединяет функции оценки яркости, громкости (а также других модальностей), которые являются ее частными вариантами.

Как отмечалось ранее, функции интервального шкалирования, а также функции субъективной оценки некоторых модальностей описываются не степенной, а логарифмической функцией. Логарифмический закон Фехнера описывает также закономерности различения близких между собой сигналов. В то же время функции оценки высоты тона и интенсивности вкусового ощущения занимают промежуточное положение между логарифмической и степенной формами зависимости (см. табл.). Все эти функции могут быть описаны обобщенным психофизическим законом Забродина (7). В этом случае как логарифмическая, так и степенная функции являются частными вариантами уравнения Забродина.

Однако вряд ли можно считать дифференциальное уравнение, предложенное Ю. М. Забродиным, универсальным психофизическим законом. Дело в том, что степенная и логарифмическая функции не являются единственными для описания психофизической связи. Как показывает таблица, для некоторых пространственных и временных параметров существуют функции, промежуточные между степенной и линейной формами зависимости. Последние можно представить в дифференциальном виде либо как $dR = k \cdot dS$, либо как частный случай уравнения $dR/R = k \cdot dS/S$ (степенная функция с экспонентой равной единице). Уравнение, которое включает в себя линейную и степенную функции с $p \neq 1$, можно представить дифференциальным уравнением Бэрда (см. (8)), где z и u принимают значения от 0 до 1. Справедливости ради следует отметить, что мы не нашли экспериментального подтверждения для случая, когда $z=1$ и $u=0$ (экспоненциальная зависимость).

По-видимому, уравнение Бэрда также не является обобщением «в последней инстанции». Если распространить психофизический закон на методы неметрического и многомерного шкалирования, то теоретически можно ожидать существования любой не обязательно монотонной формы связи между R и S , т.е. $R=f(S)$.

Как было показано в наших предыдущих исследованиях, сенсорные стимулы, предъявляемые в эксперименте, воспринимаются и оцениваются не изолированно друг от друга. Большое влияние на параметры результирующей функции оказывает их последовательность в стимульном ряду [17], диапазон предъявляемых сигналов и плотность их расположения в диапазоне [18], величина стандартного стимула, присвоенное ему численное значение (модуль) и множество других факторов [14]. Таким образом, можно записать: $R=f(\Theta_s)$, где Θ_s означает определенную упорядоченность стимульного ряда, предъявляемого испытуемому в данной конкретной ситуации.

Несмотря на то, что субъективная оценка (различение и пр.) сенсорных стимулов зависит в первую очередь от их физических параметров, нельзя сбрасывать со счетов и то, что эти парамет-

ры преломляются через психологическую установку субъекта, его эмоционально-мотивационную сферу; суждение о них связано с жизненным опытом и т. д. В связи с этим наиболее полное

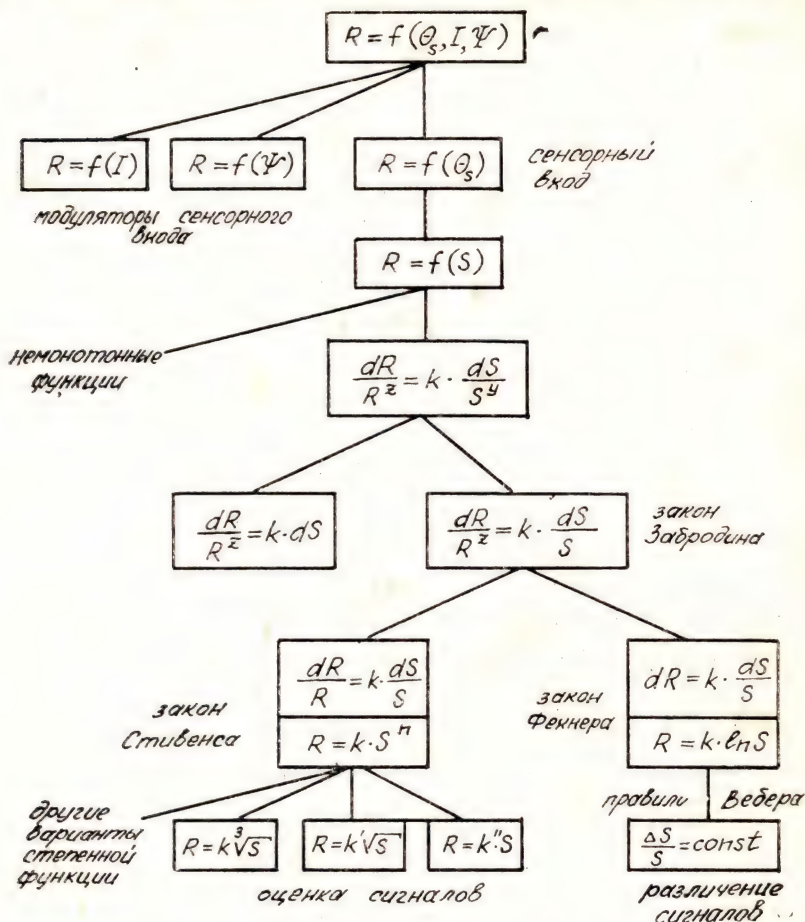


Рис. 3. Модель иерархии психофизических функций

выражение психофизического закона можно дать лишь введя переменные, характеризующие состояние самой отражающей системы:

$$R = f(\Theta_s, I, \Psi) \quad (9)$$

(I — переменная, связанная с устойчивыми психофизиологическими характеристиками личности, а Ψ отражает состояние субъекта в момент исследования).

Несомненно, что все эти переменные играют неодинаковую роль в формировании целостного акта восприятия: Θ_s (сенсор-

ная переменная) имеет определяющее значение, а I и Ψ (внутренние переменные) являются своего рода «модуляторами» сенсорного потока.

Предлагаемая нами концепция иерархии психофизических функций, подразумевающая переход от более частных к более общим формам психофизической связи, представлена на рис. 3. Анализируя схему иерархии, можно видеть, что последовательное обобщение психофизических функций, с одной стороны, расширяет границы их применимости, с другой, обуславливает переход от жесткой взаимно-однозначной связи между субъективными и объективными величинами к ее вероятностному выражению.

Одним из преимуществ предлагаемого нами подхода, на наш взгляд, является то, что он учитывает активный характер отражения (наличие внутренних переменных, модулирующих сенсорный поток в соответствии с типологией личности и ситуационным состоянием организма). В этом плане обобщенный закон является уже не психофизическим, а скорее психофизиологическим, однако вряд ли его значимость от этого уменьшается.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Fechner G. T. Elements of Psychophysics. N. Y., 1966.
2. Stevens S. S. Psychophysics; introduction to its perceptual, neural, and social prospects. N. Y., 1975.
3. Stevens S. S. To honor Fechner and repeal his law // Science. 1961. Vol. 133, № 3446. P. 80—86.
4. Krüger J. G. Naturlehre. Halle; Magdeburg, 1743.
5. Püttner A. Studien zur Theorie der Reizvorgänge // Pflügers Arch. Ges. Physiol. 1918. Vol. 171. P. 201—261.
6. Zinner E. Die Reizempfindungskurve // Zeit. für Sinnesphysiol. 1930—1931. Vol. 61. P. 247—266.
7. Beneze G. Notes sur la loi de Fechner // Rev. Phylos. 1929. Vol. 128. P. 429—432.
8. Houston R. A. New observations on the Weber-Fechner Law // Rep. on a discussion in vision. L., 1932. P. 167—181.
9. Ekman G. Is the power law a special case of Fechner's law? // Percept. a. Motor Skills. 1964. Vol. 19, № 3. P. 730.
10. Забродин Ю. М., Лебедев А. Н. Психофизиология и психофизика. М., 1977.
11. Baird J. C., Noma E. Fundamentals of scaling and psychophysics. N. Y., 1978.
12. Коновалова Н. Ф. О варибельности субъективной оценки яркости // Вопросы сенсорного восприятия. Свердловск, 1982. С. 64—72.
13. Блинова Т. И. Исследование зависимости параметров категориальной шкалы от числа используемых категорий // Вопросы сенсорного восприятия. Свердловск, 1987. С. 86—91.
14. Лупандин В. И. Психофизическое шкалирование. Свердловск, 1989.
15. Коган А. Б., Чораян О. Г. Вероятностные механизмы нервной деятельности. Ростов н/Д, 1980.
16. Лупандин В. И., Рыбин И. А., Сергеева А. Н., Кузнецова Г. Н. Вероятностный подход к проблеме основного психофизического закона // Тр.

XV съезда Всесоюз. физиол. о-ва им. И. П. Павлова. Л., 1987. Т. 2. С. 610—611.

17. Лупандин В. И., Седельникова О. А. Эффект последовательности в психофизическом шкалировании // Психол. журн. 1988. Т. 9, № 4. С. 100—104.

18. Лупандин В. И. Эффект диапазона в психофизическом шкалировании // Вопросы сенсорного восприятия. Свердловск, 1987. С. 24—38.

УДК 612.821.2

А. Н. ЛЕБЕДЕВ, А. В. ПАСЫНКОВА
Институт психологии АН СССР

ФИЗИОЛОГИЧЕСКИЕ ПРЕДЕЛЫ ДЛЯ ОБЪЕМА КРАТКОВРЕМЕННОЙ ПАМЯТИ

Кратковременная, или оперативная, память связывает окружающий мир с тем, что хранится в долговременной памяти человека — с его знаниями, ожиданиями, разнообразным жизненным опытом. Емкость кратковременной памяти и ее быстрдействие ограничены структурой кодовых элементов памяти. Своевременной представляется задача расшифровки таких кодов. Ее решение обеспечит более точную диагностику практически важных психологических характеристик, например, способностей ребенка к обучению, и вместе с тем поможет найти путь к созданию искусственного интеллекта, более мощного, чем человеческий.

Гипотеза

Работами академика М. Н. Ливанова [1, 2] установлена роль взаимосвязанных циклических нейронных процессов в механизмах функционирования мозга. Мы предполагаем, что к образованию кодов индивидуальной памяти имеет отношение частота альфа-ритма ($\alpha=10$ Гц), как правило, наиболее мощного циклического процесса в записях электрической активности мозга (в состоянии покоя человека, при закрытых глазах). Депрессия амплитуды альфа-ритма, например, в состоянии повышенного внимания, при ориентировочной реакции означает, что в деятельности нейронных ансамблей, генераторов альфа-ритма, местные связи уступают место пространственным. Даже у испытуемых с отсутствующим визуальным альфа-ритмом пространственная согласованность колебаний бывает ярко выражена именно в диапазоне альфа-частот [3, с. 87].

Число импульсов, возникающих в структурах мозга согласованно друг за другом за время одного альфа-цикла, является, по нашему предположению, элементарным кодовым элементом кратковременной памяти. Критический интервал между сосед-

ними согласованными импульсами обусловлен относительной рефрактерностью не меньше, чем $\rho=0,01$ с. Первоначально такое значение относительной рефрактерности было установлено для нервных волокон [4, с. 500]. Для центральных нейронов по косвенным данным [5, с. 238] порядок величины тот же самый. Такова же примерная длительность возбудительных постсинаптических потенциалов, обеспечивающая их суммацию [6, с. 110]. Видимо, согласованность столь разных процессов по длительности не случайна. Она обеспечивает дискретизацию потоков согласованных импульсных разрядов, циркулирующих в структурах мозга. Обе предпосылки, а именно: длительность альфа-цикла ($1/\alpha$) и длительность критического интервала (ρ) определяют максимальный размер алфавита простейших кодовых элементов памяти:

$$N=1/\alpha\rho. \quad (1)$$

Группы импульсов разных нейронов возникают друг за другом с тем же минимальным интервалом (ρ), перекрываясь по временной оси подобно черепице. Поэтому число таких групп, возникающих в пределах одного цикла, также не превышает отношения (1). Общее число (C) всевозможных комбинаций, образуемых групповыми нейронными последовательностями за один цикл, достигает величины

$$C=N^N. \quad (2)$$

Каждая комбинация создает уникальный волновой узор, и для каждого такого узора находится своя совокупность нейронов, объединенных в ансамбль и способных к его устойчивой незатухающей генерации в течение продолжительного времени. Каждый образ долговременной памяти активируется в виде уникального, свойственного только ему волнового узора, и он же имеет свой собственный адрес в виде ансамбля нейронов, размещенных в разных мозговых структурах, но работающих согласованно друг с другом. Это предположение означает, что объем долговременной памяти не превышает числа образов предметов, понятий, целей и т. п., заданного формулой (2). Возможно, при возрастании относительной рефрактерности и убывании параметра N , заданного формулой (1), уменьшается размер (C) алфавита образов долговременной памяти, доступных актуализации. При сокращении относительной рефрактерности он снова увеличивается до своего верхнего предела. Количество (M) реально актуализированных образов долговременной памяти в той или иной конкретной ситуации может быть очень небольшим, порядка одного-двух. Их количество можно считать объемом внимания испытуемого, или размером субъективного алфавита, как-то связанного с размером (A) объективного алфавита стимулов, воздействующих в каждый момент времени на человека. Размер алфавита (M) актуализированных (т.е. поддерживае-

мых активностью наибольшего в данный момент числа нейронов) образов в соотношении с размером (С) алфавита всех образов долговременной памяти позволяет рассчитать объем (Н) кратковременной памяти, пользуясь известным в теории информации соотношением

$$M^H = C. \quad (3)$$

Из формул (2) и (3) следует, что объем кратковременной памяти определяется равенством

$$H = N \cdot \log N / \log M. \quad (4)$$

Взаимосвязь размеров субъективного (М) и объективного (А) алфавитов пока остается неясной. Можно лишь предположить, что в нижнем пределе, при максимальной концентрации внимания, у опытного хорошо знакомого с объективным алфавитом испытуемого $M=A$, а в верхнем пределе

$$M = A \cdot H, \quad (5)$$

т.е. размер субъективного алфавита пропорционален размеру объективного с коэффициентом пропорциональности, равным объему кратковременной памяти. Таковы уравнения из нашей гипотезы, подлежащие экспериментальной проверке. Сама гипотеза и некоторые предыдущие результаты ее проверки опубликованы в работах [5, 7, 8].

Методика

Для оценки электрофизиологических параметров α и ρ использовали записи электроэнцефалограммы (ЭЭГ) у 48 человек, мужчин и женщин в возрасте 18—35 лет. Запись производили в состоянии покоя испытуемого при закрытых глазах в течение 15—20 минут. Активный электрод размещали по средней линии выше затылочного бугра на 2—4 см в точке O_z по международной классификации «10/20». Индифферентный электрод располагали в области сосцевидного отростка. В записях ЭЭГ при скорости бумаги 30 мм/с выделяли одиночные веретена альфаритма и подсчитывали их длительность между двумя соседними талиями. Для каждого испытуемого подсчитывалось не менее 30 веретен. Кроме того, ЭЭГ параллельно записывалась на магнитную ленту и обрабатывалась на ЭВМ «Электроника ДЗ-28». Для получения спектров мощности использовали быстрые преобразования спектров Уолша и Фурье. Каждый такой спектр рассчитывался по отрезку записи продолжительностью ровно 5 с (межтактовый интервал 39,062 мс, полоса частот сверху при записи ЭЭГ в разных опытах 15 и 30 Гц). Чаще всего у одного испытуемого получали по 120 спектров Фурье и Уолша.

Для оценки объема кратковременной памяти использовали случайные десятичные цифровые символы. Первоначально стро-

ка из шести таких символов высвечивалась на 2 с на табло компьютера «Электроника ДЗ-28». Испытуемый воспроизводил ее тотчас после экспозиции, пользуясь клавишами машины. После ошибочного ответа — воспроизведение цифры не на своем знакоместе или неполное воспроизведение — последующая тестовая строка сокращалась, а после правильного ответа увеличивалась на одну цифру. Среднее число правильно воспроизведенных цифр в строке принималось за объем кратковременной памяти (по 30 измерениям).

В отдельной серии опытов использовали также тестовые строки, образованные символами из элементов, различающихся по длине алфавита. Это были двоичные цифры — нули и единицы ($A=2$), или цифры из алфавита, равного 4, 6, 8 и 10 элементам. Это были буквы из латинского и русского алфавитов, смесь цифр и букв русского алфавита, бессмысленные слоги, образованные согласной, гласной и снова согласной буквами. Большею частью такие опыты проводили используя карточки с тестовыми строками. Каждая карточка представлялась на время не меньше 2 с для однократного восприятия.

В опытах участвовали сотрудники и стажеры лаборатории психофизиологии Института психологии АН СССР И. В. Мальцева, Н. А. Скопинцева, Т. С. Князева, Л. А. Власкина, Ф. Шебера и К. Ватерлайн.

Результаты и обсуждение

Для оценки значения физиологического параметра N , заданного формулой (1), использовали произведение (αT_0) длительности (T_0) одиночных альфа-веретен на пиковую частоту альфаритма в его спектре. Частота волн в альфа-веретене, измеренная визуально, совпадала с пиковой частотой (α). Основанием для расчета послужило то, что слабые различия между длительностями периодов альфа-колебаний, составляющих веретена, равны относительной рефрактерности (ρ):

$$\rho = 1/\alpha_1 - 1/\alpha_2, \quad (6)$$

где разность соседних пиковых частот чаще всего равна одному герцу (см. рис.), т. е. $\alpha_2 - \alpha_1 = 1$ Гц. Обозначив $\alpha = (\alpha_1 + \alpha_2)/2$, получаем примерное равенство $\alpha_1 \alpha_2 \cong \alpha^2$. Из уравнения (6) следует, что $\alpha_2 - \alpha_1 = \alpha^2 \rho$. Длина веретена (T) есть величина, обратная разности частот $\alpha_2 - \alpha_1$, образующих биения в виде веретен (9). Следовательно, $T = 1/(\alpha_2 - \alpha_1)$ и $\alpha^2 \rho = 1/T$. Отсюда $\alpha T = 1/\rho$, что и требовалось найти. Однако результаты измерения показали, что средняя длина одиночных веретен T_0 отлична от максимального значения T , обратного разности пиковых частот. Длительности одиночных веретен колебались в пределах от 0,3 до 1 с. Возможно, колебания измеренной длительности T_0 связаны с трудностью надежного визуального определения гра-

ниц одиночных веретен. Спектрограммы также состояли нередко из нескольких пиков, разделенных по оси частот на 2 Гц и более. Например, это были первый и третий по порядку пики. У части испытуемых выделялся всего один пик. Максимальные по амплитуде пики совпадали по своей позиции в спектрах Фурье и Уолша. При этом спектры Уолша содержали большее число пиков, что объясняется самим алгоритмом получения спектров. Для расчета параметра N мы использовали линейное приближение

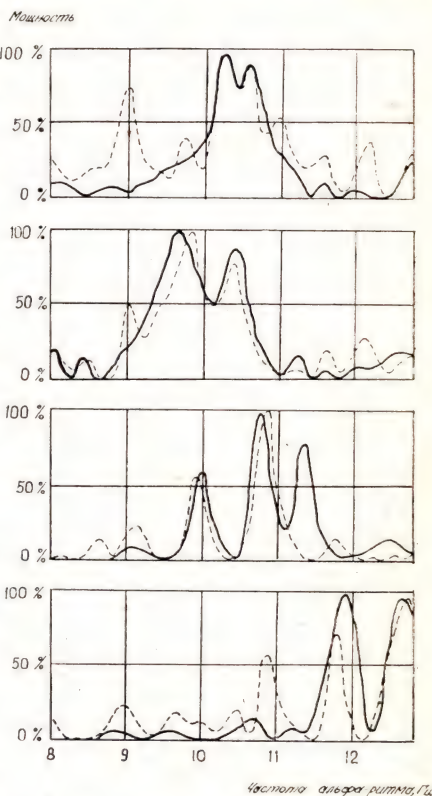
$$N = \alpha T = a + b \cdot \alpha \cdot T_0, \quad (7)$$

параметры которого а и b подбирались с учетом опытных данных.

В табл. 1 приводятся опытные значения произведения αT_0 и объемов кратковременной памяти на десятичные цифры для 48 человек, разделенных на группы по значению произведения αT_0 . В табл. 2 содержатся индивидуальные данные для 8 человек из той же выборки. Эти 8 человек отличались особенно высоким сходством спектров мощности в диапазоне альфа-ритма при повторных записях.

Корреляция между произведением αT_0 и объемом кратковременной памяти для всей выборки оказалась положительной, достоверно отличной от нуля, хотя и небольшой (+0,31). При этом параметры уравнения (7) были следующими: $a=9,21$ и $b=0,24$. Среднее значение параметра (N) по всей выборке равно 10,72. Этот же параметр оказалось возможным рассчитать косвенно, пользуясь только психологическими данными, полученными во второй серии опытов (см. табл. 2). Для выборки более чем из 100 человек значение параметра N оказалось равным 10,13, что довольно близко к предыдущему результату.

Опыты второй серии показали, что опытные и теоретические значения объема кратковременной памяти в широком диапазоне алфавитов (от 2 до 3700) расходятся не больше, чем на 0,5 эле-



Спектры мощности Фурье (сплошная линия) и Уолша (пунктирная линия) для четырех испытуемых

Таблица 1

Зависимость объема кратковременной памяти человека от среднего числа волн в одиночных веретенах альфа-ритма

Число волн αT_0	Объем памяти на десятичные цифры, Н			
	расчет*	опыт		
		х	σ	п
Групповой прогноз				
3,68	5,76	5,71	0,51	3
5,16	6,00	5,95	0,60	13
6,29	6,18	6,16	0,74	18
7,56	6,38	6,53	0,84	8
8,51	6,50	6,35	0,04	6
Индивидуальный прогноз				
4,62	5,90	5,60	1,40	30
5,37	6,02	5,93	1,36	»
6,88	6,26	6,19	1,20	»
7,59	6,37	5,87	1,08	»
7,80	6,41	6,54	1,30	»
8,18	6,47	6,58	1,52	»
8,23	6,48	6,90	1,49	»
8,20	6,48	6,47	1,59	»

* Расчет: $H = N \log N / \lg (AH)$, где $N = 9,21 + 0,24\alpha \cdot T_0$, х — среднее значение, σ — стандартное отклонение, п — число испытуемых, п — число измерений в опыте для одного испытуемого.

Таблица 2

Зависимость объема кратковременной памяти от размера алфавита запоминаемых элементов

Элемент алфавита	Размер алфавита	Объем кратковременной памяти, Н			
		расчет*	опыт		
			х	σ	п
Цифры	2	8,3	7,8	0,9	16
»	4	7,0	7,0	0,5	5
»	6	6,4	6,5	0,3	4
»	8	6,0	6,3	0,3	5
»	10	5,8	6,2	1,0	101
Буквы латинские . . .	27	4,8	4,3	0,9	27
» русские	32	4,7	5,2	1,4	29
Десятичные цифры и русские буквы вместе	42	4,5	4,8	0,8	29
Бессмысленные слоги .	3700	2,6	2,2	0,5	7

* Расчет: $H = N \cdot \log N / \log (AH)$, где $N = 10,13$, х — среднее значение, σ — стандартное отклонение, п — число испытуемых.

мента. Это высокая точность в границах известного правила для объема кратковременной памяти «семь плюс или минус два» [10]. Таким образом, наша гипотеза не противоречит опытным данным, но вместе с тем она нуждается в дальнейшей проверке. Смущает небольшое положительное значение коэффициента корреляции между электрофизиологическими и психологическими характеристиками, требует исследований фактор произвольной группировки запоминаемых элементов в так называемые «чанки», т. е. оперативные единицы восприятия, состоящие из двух, трех или иного числа элементов, нуждается в уточнении взаимосвязь размеров субъективного и объективного алфавитов. Интересна также проблема взаимосвязи ограниченного объема кратковременной памяти и ограниченного диапазона субъективных переживаний интенсивности сигналов. Ограниченность такого диапазона — одна из ключевых проблем психофизики [11].

Заключение

Объем кратковременной памяти количественно обусловлен двумя электрофизиологическими параметрами (пиковой частотой альфа-ритма, длительностью одиночных альфа-веретен) и одним психологическим параметром (размером алфавита запоминаемых элементов). Близость опытных и теоретических значений указывает на циклическую структуру кодовых элементов памяти.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Ливанов М. Н. Пространственная организация процессов головного мозга. М., 1972.
2. Ливанов Михаил Николаевич: Материалы к библиографии ученых СССР. М., 1983.
3. Русинов В. С. Биопотенциалы мозга человека. М., 1987.
4. Введенский Н. Е. Избранные произведения. М., 1952.
5. Забродин Ю. М., Лебедев А. Н. Психофизиология и психофизика. М., 1977.
6. Экклс Дж. Физиология синапсов. М., 1966.
7. Нейрофизиологические детерминанты процессов переработки информации человеком. М., 1987.
8. Психофизиологические закономерности восприятия и памяти. М., 1985.
9. Мэнли Р. Анализ и обработка записей колебаний. М., 1948.
10. Миллер Дж. Магическое число семь плюс или минус два // Инженерная психология. М., 1964.
11. Рыбин И. А. К теории сенсорного восприятия // Вопросы сенсорного восприятия. Свердловск, 1987. С. 3—23.

ПСИХОФИЗИКА ЗРИТЕЛЬНОГО ВОСПРИЯТИЯ ДИСКРЕТНОГО МНОЖЕСТВА

Субъективная оценка дискретного множества уже исследовалась [1—5]. Показана степенная зависимость между субъективной оценкой и реальным количеством точек, образующих множество. По данным [3] дискретное множество, состоящее из совокупности точек, оценивается функцией с показателем степени 0,8. В опытах Г. Н. Кузнецовой [5] субъективная оценка дискретного множества связана с реальным количеством элементов степенной зависимостью, средний показатель степени которой 0,83. Автором были использованы карточки с числом точек от 10 до 158, что составило 1,2 лог. ед.

Исходя из гипотезы И. А. Рыбина о психофизиологическом пространстве [6, 7], мы попытались исследовать восприятие дискретного множества путем определения порогов (психофизика — 1) и с помощью шкалирования (психофизика — 2) на одних и тех же испытуемых. Данных о величине дифференциальных порогов при оценке множества в доступной литературе мы не обнаружили.

Цель работы — выявление взаимосвязи между двумя параметрами психофизических законов: константой Вебера и экспонентой Стивенса.

Методика

Для исследования были привлечены 77 человек в возрасте от 17 до 25 лет.

Для оценки дискретного множества использовались карточки размером 10×14 см, на которых в случайном порядке были нанесены точки красного цвета. Было проведено две серии исследований. В первой — с целью определения дифференциальных порогов испытуемому предлагалось указать карточку, на которой число точек было заметно меньше, либо больше по сравнению с контрольной. В качестве контрольных служили карточки с 20, 40, 60 и 80 точками. Выбор карточки с меньшим или большим числом точек производился из 5—6 карточек, которые отличались от контрольных на 1, 2, 3, 4, 5 точек для карточек с 20 и 40 точками и на 2, 4, 5, 6, 7, 8 — для карточек с 60 и 80 точками. На основании полученных результатов вычислялись разностные пороги, затем — дифференциальные пороги для меньшего и большего количества точек, которые у каждого испытуемого усреднялись. Индивидуальные значения диф-

дифференциальных порогов были подвергнуты статистической обработке.

Во второй серии исследовалась субъективная оценка дискретного множества методом прямой численной оценки по Стивенсу. В качестве стандартного стимула предъявлялась карточка с 320 точками, которой присваивалось значение 100 баллов. Задача испытуемого состояла в том, чтобы при кратковременном предъявлении тестовой карты оценить количество точек в баллах по сравнению со стандартной. В этой серии использовались четыре карточки с числом точек на них 20, 40, 80 и 160. Карточки предъявлялись в случайном порядке. По оценкам каждого испытуемого методом наименьших квадратов были вычислены индивидуальные показатели степени, а также общий показатель степени для всех испытуемых.

Таблица

Величины дифференциальных порогов

Количество точек на карточке	$M \pm m$
20	$0,212 \pm 0,004$
40	$0,093 \pm 0,003$
60	$0,106 \pm 0,002$
80	$0,070 \pm 0,002$

Полученные результаты и их обсуждение

Величины дифференциальных порогов, вычисленные по данным всех испытуемых, приведены в таблице, из которой видно, что самая большая величина порога получена при установлении

едва различимой разницы с карточкой, на которую нанесены 20 точек. При увеличении количества точек на карточке дифференциальные пороги значительно уменьшаются. Все пороги достоверно отличаются друг от друга.

Разброс величин индивидуальных экспонент в нашей выборке испытуемых оказался достаточно велик — от 0,33 до 1,66 у разных испытуемых. Была построена опытная кривая распределения индивидуальных экспонент (рис. 1). Сравнение этой кривой с кривой нормального распределения по критерию Колмогорова показало недостоверность их различия ($\lambda=0,43$; $P_\lambda=0,99$).

Вычисленный по методу наименьших квадратов показатель степени для всей выборки испытуемых оказался равным 0,81 с доверительным интервалом 0,02. Зависимость субъективной

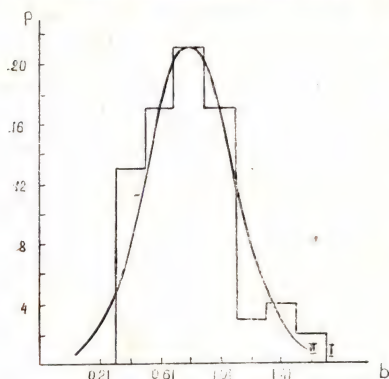


Рис. 1. Распределение численностей испытуемых (P) по показателям степени (b) субъективной оценки дискретного множества (I) в сравнении с нормальным распределением (II)

степени для всей выборки испытуемых оказался равным 0,81 с доверительным интервалом 0,02. Зависимость субъективной

оценки величины от реального числа точек приведена на рис. 2.

Перейдем к анализу полученных результатов с точки зрения теории И. А. Рыбина о сенсорном пространстве и информационном подходе к работе сенсорных систем [7, 8]. Известно, что правило Вебера соблюдается в области средних значений

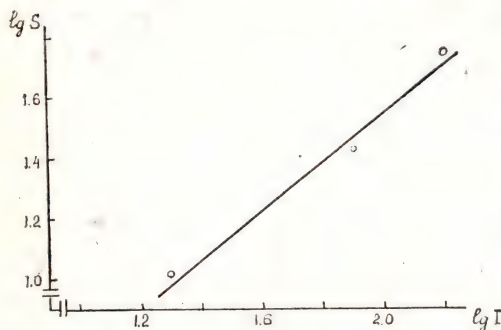


Рис. 2. Зависимость субъективной оценки величины множества (S) от реального числа точек (I) в двойных логарифмических координатах

силы раздражителя. Поэтому мы взяли для дальнейших вычислений по схеме И. А. Рыбина значение среднего дифференциального порога равное 0,10. Величина обратная порогу (a — по Рыбину) равна 10,0. Тогда a/b (где b — показатель степени функции Стивенса) равно 12,35. При делении на 4,17 получается 2,96. Отсюда данная модальность в сенсорном пространстве получает второе ранговое место.

Таким образом, исследуя оценку дискретного множества в диапазоне 0,9 лог. ед., мы нашли, что в 10-мерном сенсорном пространстве данный вид модальности может занимать второе ранговое место. Сравнивая полученные результаты с литературными данными, можно предположить, что с расширением диапазона дискретного множества будут уменьшаться величины дифференциальных порогов и, наоборот, увеличится показатель степенной функции.

Выводы

1. В опытах с оценкой дискретного множества обнаружено достоверное уменьшение константы Вебера при увеличении реального числа элементов, образующих множество.

2. Данные по прямому шкалированию дискретного множества хорошо аппроксимируются степенной функцией с показателем 0,81. Распределение индивидуальных значений показателя степени при оценке дискретного множества является нормальным.

3. В психофизическом пространстве дискретное множество может занимать второе ранговое место.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. **Thurstone L. L.** Fechner's law and method of equal-appearing intervals // J. exp. Psychol. 1929. Vol. 12, Nr 3. P. 214—224.
2. **Henson H., Kozaki A.** Anchor effects using numerical estimates of simple dot patterns // Percept. a. Psychophys. 1968. Vol. 4(3). P. 163—164.

3. Kruger L. E. Perceived numerosity // *Percept. a. Psychophys.* 1972. Vol. 11 (1A). P. 5—9.
4. Indow T., Ida M. Scaling of dot numerosity // *Percept. a. Psychophys.* 1977. Vol. 22(3). P. 265—276.
5. Кузнецова Г. Н. Особенности субъективной оценки дискретного множества // *Вопросы сенсорного восприятия.* Свердловск, 1987. С. 78—85.
6. Рыбин И. А. К теории сенсорного восприятия // Там же. С. 3—23.
7. Рыбин И. А. Психофизиология восприятия (см. статью в настоящем сборнике).
8. Рыбин И. А. Психофизика: поиск новых подходов // *Природа.* 1990. № 2. С. 19—25.

УДК 612.821

В. И. ЛУПАНДИН, Л. М. КОСЕНКОВА
Уральский университет

ЗАКОНОМЕРНОСТИ ВИЗУАЛЬНОЙ И КИНЕСТЕТИЧЕСКОЙ ОЦЕНКИ ЛИНЕЙНЫХ РАЗМЕРОВ, ПЛОЩАДИ И ОБЪЕМА

Несмотря на большое число работ, посвященных психофизическим аспектам восприятия пространства, многое в этом вопросе еще неясно. Во-первых, недостаточно изучена связь между субъективными шкалами оценки линейных размеров (длина, высота, расстояние), площади двумерных и объема трехмерных объектов. Во-вторых, слабо исследован вопрос о различиях психофизических шкал пространственного восприятия при визуальной и кинестетической оценке одних и тех же раздражителей. В-третьих, в литературе практически отсутствуют сведения, касающиеся анализа индивидуальных психофизических функций субъективной оценки пространственных характеристик. Исследованию вышеперечисленных вопросов и посвящена данная работа.

Методика

Эксперимент состоял из трех серий, в каждой из которых принимали участие 100 взрослых нетренированных испытуемых. В первой серии испытуемые давали оценку (в сантиметрах) длины металлических цилиндров. При этом длина оценивалась тремя способами: 1) кинестетическая оценка пальцами одной руки (большим и указательным или большим и средним); 2) кинестетическая оценка двумя указательными пальцами левой и правой руки; 3) визуальная оценка. В опытах использовалось 6 цилиндров длиной 1, 4, 7, 10, 13 и 16 см. Цилиндры предъявлялись испытуемым в случайном порядке.

Во второй серии испытуемые оценивали визуально диаметр и площадь круга (черные круги диаметром от 1,6 до 16 см на белых тестовых картах) и объем шара (деревянные шары

диаметром от 2,7 до 6,7 см). Оценки могли даваться любыми числами, без использования стандарта как в метрических, так и в относительных единицах.

В третьей серии опытов испытуемые давали кинестетическую (без зрительного контроля) оценку диаметра и площади пластмассовых дисков, а также объема деревянных шаров, предъявляемых во второй серии. При этом диски и шары располагались на поверхности стола; испытуемый оценивал их путем ощупывания предъявляемого диска (шара) ведущей рукой, не отрывая их от поверхности. Размеры дисков, предъявляемых в эксперименте, соответствовали размерам кругов во второй серии опыта.

Математическая обработка результатов эксперимента состояла в следующем: 1) по данным, усредненным для 100 испытуемых, строились кривые субъективной оценки исследуемых пространственных характеристик в простых, полулогарифмических и двойных логарифмических координатах; 2) по усредненным данным вычислялись основные параметры результирующих психофизических функций; 3) строились распределения показателей индивидуальных психофизических функций и вычислялись основные параметры этих распределений; 4) определялась форма связи между параметрами психофизических функций оценки линейных размеров, площади и объема при визуальном и кинестетическом предъявлении.

Результаты опытов

1. Визуальная и кинестетическая оценка линейных размеров

Кривые субъективной оценки длины цилиндров при использовании указанных способов представлены на рис. 1. По данным рис. 1 можно видеть, что различия между кривыми весьма незначительны и что все они с хорошим приближением описываются линейными функциями как в простых, так и в двойных логарифмических координатах и имеют положительную кривизну в полулогарифмических. Учитывая, что линейная функция является частным случаем степенной зависимости с экспонентой равной единице, мы аппроксимировали результирующие кривые степенной функцией $R = k \cdot L^n$ (L — физическая длина и R — ее субъективная оценка) и вычислили величины показателей степени для каждого способа оценки. Эти показатели равны: для визуальной оценки $n = 1,020 \pm 0,002$, для кинестетической пальцами одной руки — $1,034 \pm 0,003$ и для кинестетической оценки двумя руками — $1,043 \pm 0,005$. Видно, что для всех трех способов оценки величины экспонент близки к единице и незначительно отличаются друг от друга.

Распределения величин показателей степени индивидуальных психофизических функций представлены на рис. 2, а основные параметры этих распределений — в табл. 1. Рис. 2 показы-

вает, что все распределения индивидуальных показателей степени являются приблизительно симметричными и незначительно отличаются друг от друга, имея высокую степень взаимоперекрывтия.

Из табл. 1 видно, что средние значения индивидуальных экспонент статистически недостоверно отличаются друг от друга; асимметрия и эксцесс распределений могут принимать как положительные, так и отрицательные значения, в то время как по критерию Колмогорова все распределения являются нормальными.

Таким образом, можно заключить, что, во-первых, функция шкалирования линейных разме-

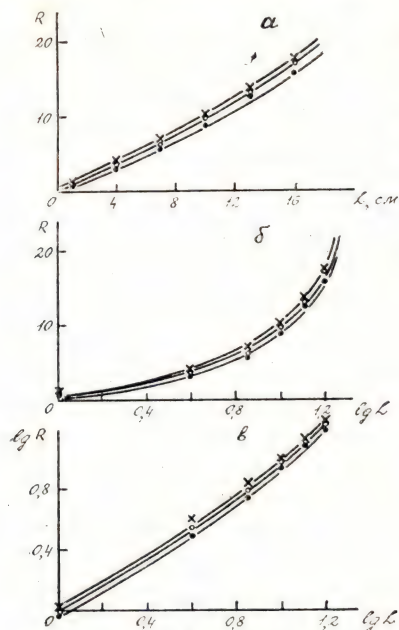


Рис. 1. Кривые субъективной оценки длины цилиндров в простых (а), полудогарифмических (б) и двойных логарифмических (в) координатах: \bigcirc — кинестетическая оценка пальцами одной руки, \bullet — то же двумя руками, \times — визуальная оценка

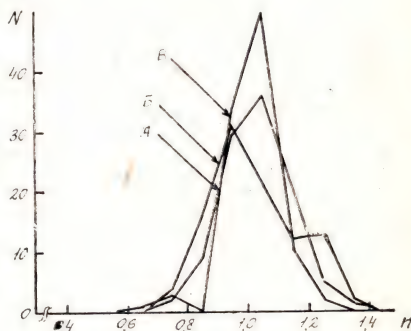


Рис. 2. Распределения индивидуальных показателей степени функций субъективной оценки длины: а — кинестетическая оценка пальцами одной руки, б — то же двумя руками, в — визуальная оценка

ров практически не зависит от способа оценки (визуальная или кинестетическая); во-вторых, распределения параметров индивидуальных функций подчиняются закону случайных ошибок (гауссовское распределение). Неискаженное восприятие линейных размеров ($n \approx 1$) свидетельствует об адекватности их субъективной оценки, а нормальное распределение — об однородности контингента испытуемых в плане шкалирования этих пространственных характеристик.

2. Визуальная оценка диаметра, площади и объема

Рис. 3 иллюстрирует кривые субъективной оценки диаметра и площади круга и объема шара при их визуальном предъяв-

Таблица 1

Параметры распределений индивидуальных экспонент функций субъективной оценки длины цилиндров

Оценка	Mo	Md	$n \pm t \cdot \sigma_n$	As	Ex	λ	P (λ)
Визуальная . . . Кинестетиче- ская	1,05	1,04	$1,02 \pm 0,02$	-0,06	-0,61	0,51	0,96
двумя рука- ми . . .	1,11	1,00	$1,03 \pm 0,03$	0,53	-0,04	0,45	0,99
одной рукой	1,04	1,04	$1,03 \pm 0,02$	0,25	0,21	0,29	1,00

лении в разных системах координат: в простых (а), полулогарифмических (б) и двойных логарифмических (в). В качестве аргумента функции во всех случаях использовался радиус соответствующей фигуры (круга или шара).

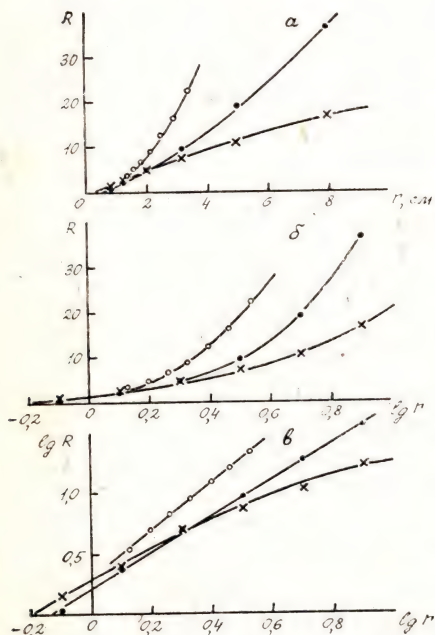


Рис. 3. Кривые визуальной оценки диаметра и площади круга и объема шара в зависимости от размера соответствующих фигур в простых (а), полулогарифмических (б) и двойных логарифмических (в) координатах: X — оценка диаметра, ● — оценка площади, ○ — оценка объема

По данным, представленным на рис. 3, видно, что оптимальной функцией для описания всех трех кривых является степенная зависимость (на рис. 3 в они наиболее линейны).

На рис. 4 представлены распределения индивидуальных показателей степени функций субъективной оценки диаметра ($R_d = k \cdot d^{n_1}$), площади

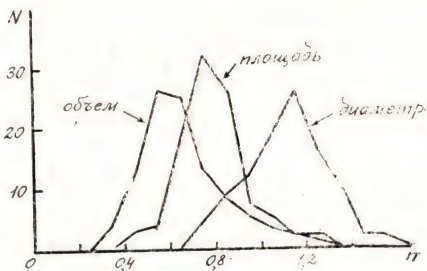


Рис. 4. Распределения индивидуальных показателей степени функций визуальной оценки диаметра, площади и объема

$(R_s=k' \cdot S^{n_s})$ и объема $(R_v=k'' \cdot V^{n_v})$. Видно, что эти распределения имеют неодинаковую форму и, несмотря на значительные области перекрытия, существенно сдвинуты относительно друг друга по оси абсцисс.

Параметры распределений представлены в табл. 2, которая показывает следующее:

Таблица 2

Параметры распределений индивидуальных показателей степени психофизических функций визуальной оценки диаметра (1), площади (2) и объема (3)

Распределение	Mo	Md	$n \pm t \cdot \sigma_n$	σ	As	Ex	λ	P (λ)
1	1,15	1,14	$1,12 \pm 0,04$	0,18	0,08	-0,36	0,13	1,00
2	0,80	0,79	$0,78 \pm 0,03$	0,14	0,18	0,87	0,49	0,97
3	0,64	0,63	$0,67 \pm 0,05$	0,19	0,90	0,74	1,20	0,10

1) средние значения показателей степени (Mo, Md, \bar{n}) снижаются при переходе от оценки линейных размеров к оценке двух- и трехмерных объектов; в то время как диаметр круга имеет тенденцию переоцениваться, площадь и объем, наоборот, недооцениваются по сравнению с реальными физическими величинами;

2) асимметрия распределений закономерно повышается в ряду «диаметр — площадь — объем»;

3) аналогично повышается значение критерия λ по Колмогорову, результатом чего является рассогласование распределения 3 с нормальным.

Полученные данные позволяют вывести соответствующие уравнения для описания функций визуальной оценки размера одно-, двух- и трехмерных объектов:

$$\begin{aligned} \text{Диаметр: } R_d &= 0,88 d^{1,12} = 1,91 r^{1,12}; \\ \text{Площадь: } R_s &= 0,54 S^{0,78} = 3,27 r^{1,55} *; \\ \text{Объем: } R_v &= 0,78 V^{0,67} = 2,01 r^{2} *. \end{aligned}$$

3. Кинестетическая оценка диаметра, площади и объема

Кривые субъективной оценки диаметра и площади дисков, а также объема шаров, предъявляемых кинестетически, в простых полулогарифмических и двойных логарифмических координатах представлены на рис. 5. Можно видеть, что в целом они аналогичны таковым на рис. 3 (визуальная оценка), за исключением большего разброса данных (особенно при кинестетической оценке объема шара). Так же, как и при визуальной оценке анало-

* $\log S = 2 \log r$; $\log V = 3 \log r$.

гичных пространственных параметров, наиболее адекватной для описания результирующих функций является степенная зависимость (кривые на рис. 5в наиболее линейны).

Распределения индивидуальных показателей степени функций кинестетической оценки диаметра, площади и объема пред-

ставлены на рис. 6, а основные параметры этих распределений — в табл. 3. Распределения на рис. 6 имеют достаточно большое сходство с таковыми на рис. 4: их пики закономерно смещаются в сторону меньших величин при переходе от оценки одномерных к оценке двух- и трехмерных объектов. Табл. 3 показывает, что аналогично визуальной оценке диаметр имеет тенденцию переоцениваться, а площадь и объем — недооце-

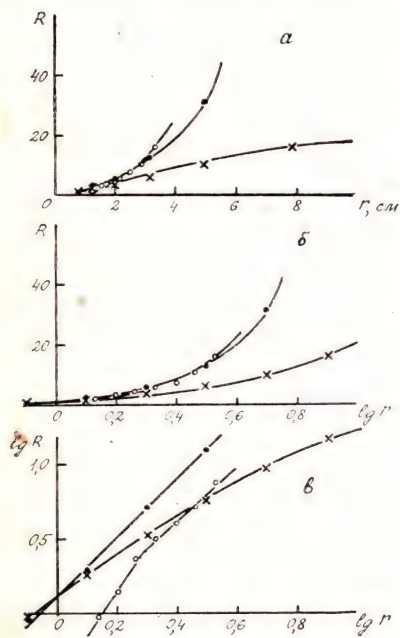


Рис. 5. Кривые кинестетической оценки диаметра, площади и объема: обозначения те же, что на рис. 3

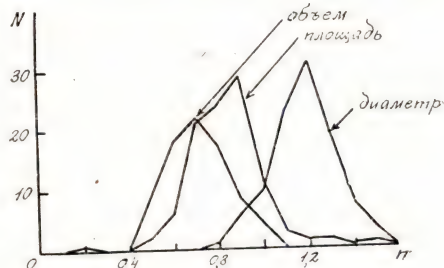


Рис. 6. Распределение индивидуальных показателей степени функций кинестетической оценки диаметра, площади и объема

ниваться. При переходе от оценки диаметра к оценке площади и объема увеличиваются коэффициент асимметрии и показатель эксцесса, а также критерий λ по Колмогорову (для оценки объе-

Таблица 3

Параметры распределений индивидуальных показателей степени психофизических функций кинестетической оценки диаметра (1), площади (2) и объема (3)

Распределение	Mo	Md	$n \pm t \cdot \sigma_n$	σ	As	Ex	λ	P (λ)
1	1,14	1,18	$1,18 \pm 0,03$	0,14	-0,16	-0,21	0,19	1,00
2	0,80	0,84	$0,84 \pm 0,03$	0,15	0,88	2,21	0,37	1,00
3	0,80	0,72	$0,72 \pm 0,05$	0,24	1,79	9,01	1,21	0,10

ма распределение индивидуальных экспонент статистически достоверно отличается от нормального).

Уравнения психофизических функций кинестетической оценки имеют следующий вид:

$$\begin{aligned}\text{Диаметр: } R_d &= 0,61 d^{1,18} = 1,38 r^{1,18}; \\ \text{Площадь: } R_s &= 0,42 S^{0,84} = 1,18 r^{1,68}; \\ \text{Объем: } R_v &= 0,20 V^{0,72} = 0,55 r^{2,16}.\end{aligned}$$

Обсуждение результатов

Результаты первой серии опытов не вполне согласуются с литературными данными, свидетельствующими о том, что кинестетическая оценка длины дает степенную зависимость с большим показателем степени, чем визуальная [1, 2]. В наших исследованиях статистически достоверных различий между психофизическими функциями, полученными при использовании разных способов оценки, не обнаружено. Возможно, причина состоит в том, что испытуемые давали и визуальную и кинестетическую оценку длины в одном и том же опыте. И хотя фактор тренировки в данном случае был сведен к минимуму (испытуемые не знали, сколько стимулов и в какой последовательности будут предъявляться в каждой пробе), влияние кратковременной памяти на характер оценок отнюдь не исключалось.

Так или иначе, результаты первой серии, полученные на достаточно представительной выборке, свидетельствуют о хорошем совпадении субъективной шкалы оценки линейных размеров с реальной физической шкалой.

Данные второй и третьей серий позволяют заключить следующее. Во-первых, показатели степени психофизических функций оценки диаметра, площади и объема при кинестетическом предъявлении всегда несколько выше, чем при наличии визуального контроля. В то же время эти различия невелики и в ряде случаев статистически недостоверны (см. табл. 2, 3).

В ранее опубликованных работах [1, 2] не делалось сколько-нибудь серьезных попыток объяснения этого факта. На наш взгляд, различия между параметрами функций связаны с известным «эффектом диапазона» (см.: [3]), который больше выражен для кинестетической оценки, нежели для визуальной. Причиной является то, что при кинестетической оценке диапазон восприятия стимула стиснут более жесткими рамками, чем при визуальной.

Соотношения между величинами показателей степени функций субъективной оценки диаметра, площади и объема как для визуальной (табл. 2), так и для кинестетической оценки (табл. 3) аналогичны. Шкала оценки диаметра несколько шире физической ($n=1,12 \div 1,18$), в то время как для площади она значительно уже ($n=0,78 \div 0,84$) и еще более сужается при оценке объема ($n=0,67 \div 0,72$).

Наши данные по оценке площади в общем не противоречат литературным данным [1, 4—6], в то время как рассчитанная нами для визуальной оценки диаметра величина показателя степени несколько выше описанной ранее [7]. Что же касается

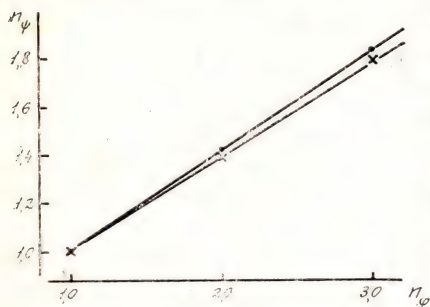


Рис. 7. Соотношения показателей степени субъективных (n_ψ) и объективных (n_ϕ) функций связи между размерами одно-, двух- и трехмерных объектов: \times — визуальная оценка, \bullet — кинестетическая оценка

оценки объема шара, как визуальной, так и кинестетической, то в доступной нам литературе сведения по этому вопросу не обнаружены.

Наиболее интересным в плане проведенной нами работы представляется сравнение между собой «объективной» и «субъективной» геометрий пространственных отношений. Как известно, площадь круга и объем шара в евклидовой геометрии имеют вполне определенную зависимость от радиуса соответствующих фигур:

$$V = 4\pi r^3 : 3 \text{ и } S = \pi r^2,$$

$$\text{или } V = 4,19r^3 \text{ и } S = 3,14r^2.$$

В логарифмических единицах эти соотношения приобретают следующий вид:

$$\lg V = 3 \lg r + 0,62 \text{ и } \lg S = 2 \lg r + 0,50.$$

Что касается отношений субъективных величин (оценка диаметра, площади и объема), то они подчиняются несколько иным закономерностям. Используя уравнения психофизических функций, рассчитанные по экспериментальным данным, и принимая $R_d = 2R_r$ (оценка линейных размеров подчиняется приблизительно линейной зависимости, см. табл. 1), можем установить следующее:

1) для визуальной оценки:

$$R_s = 3,37 R_r^{1,79}, \text{ или } \lg R_v = 1,79 \lg R_r + 0,34;$$

$$R_v = 2,17 R_r^{1,38}, \text{ или } \lg R_s = 1,38 \lg R_r + 0,53;$$

2) для кинестетической оценки:

$$R_v = 1,07 R_r^{1,83}, \text{ или } \lg R_v = 1,83 \lg R_r + 0,03;$$

$$R_s = 2,00 R_r^{1,42}, \text{ или } \lg R_s = 1,42 \lg R_r + 0,30.$$

Обращает на себя внимание то, что в «субъективной» геометрии, так же, как и в евклидовой, существует степенная (или двойная логарифмическая) связь между параметрами одно-, двух- и трехмерных объектов. При этом величины показателей степени для объективных (n_ϕ) и субъективных (n_ψ) функций связаны между собой простой линейной функцией типа $n_\psi = k \cdot n_\phi + a$ (рис. 7). Параметры этих функций достаточно близки друг к другу:

- 1) для визуальной оценки: $n_{\psi} = 0,40n_{\phi} + 0,59$;
- 2) для кинестетической оценки: $n_{\psi} = 0,42n_{\phi} + 0,58$.

Столь высокая степень соответствия свидетельствует об общности психофизических механизмов визуальной и кинестетической оценки пространственных параметров. Не исключено, что такое соответствие формируется в результате жизненного опыта, совместной работы зрительной и проприоцептивной систем. В этом плане было бы интересно провести исследования на детях разного возраста, учитывая, что формирование кинестетического и зрительного анализаторов происходит неравномерно.

На сегодняшний день, по-видимому, преждевременно говорить о физиологической подоплеке обнаруженных закономерностей. Однако ряд психофизических соотношений, по-видимому, не случайно совпадают с нейрофизиологическими. Так, $R_s \approx \approx k \cdot R^{1,4}$ (для визуальной и кинестетической оценки величины экспонент различаются лишь на 0,04). Не является ли это отношение аналогом пространственной упорядоченности, например, зрительной системы? Известно, что стриарная кора, сохраняя в целом топическое представительство сетчатки, связана с последней не линейно, а по логарифмическому принципу: размер рецептивных полей возрастает от центра к периферии в логарифмической прогрессии по основанию 1,4: $L = k \cdot \log_{1,4} N$ (см.: [8]). Не свидетельствует ли полученная нами двойная логарифмическая связь $\lg R_s = 1,4 \lg R_r + C$ о том, что при переходе от оценки одномерных объектов к оценке двумерных наблюдается переход от линейной связи к логарифмированию по двум координатным осям? Дальнейшие исследования, вероятно, приблизят нас к выяснению данного вопроса.

Выводы

1. Функции субъективной оценки диаметра, площади и объема с наилучшим приближением описываются степенной зависимостью, независимо от того, оцениваются ли данные параметры визуально или кинестетически.

2. Визуальная и кинестетическая оценки длины обнаруживают приблизительно линейный характер психофизической связи, независимо от способа предъявления раздражителя.

3. При переходе от оценки одномерных к оценке двух- и трехмерных объектов увеличивается асимметрия распределений индивидуальных показателей степени и уменьшается степень согласия с нормальным распределением.

4. Между «субъективной» и «объективной» геометрией одно-, двух- и трехмерных объектов существует двойная логарифмическая связь типа $\log G_{\psi} = k \cdot \log G_{\phi}$ с коэффициентом пропорциональности $k \approx 0,4$.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Stevens S. S. On predicting exponents for cross-modality matches// *Percept. a. Psychophys.* 1969. Vol. 6(4). P. 251—256.
2. Teghtsoonian R., Teghtsoonian M. Two varieties of perceived length// *Percept. a. Psychophys.* 1970. Vol. 8(6). P. 389—392.
3. Лупандин В. И. «Эффект диапазона» в психофизическом шкалировании// Вопросы сенсорного восприятия. Свердловск, 1987. С. 24—38.
4. Stevens S. S., Guirao M. Subjective scaling of length and area and the matching of length to loudness and brightness// *J. exp. Psychol.* 1963. Vol. 66, Nr 2. P. 177—186.
5. England W., Dawson W. E. Individual differences in power functions for a 1-week intersession interval// *Percept. a. Psychophys.* 1974. Vol. 15, Nr 2. P. 349—352.
6. Baird J. C., Green D. M., Luce R. D. Variability and sequential effects in cross-modality matching of area and loudness// *J. exp. Psychol.: Human Percept. a. Performance.* 1980. Vol. 6, Nr 2. P. 277—289.
7. Stanley G. Magnitude estimates of distance based on object size// *Percept. a. Psychophys.* 1967. Vol. 2(7). P. 287—288.
8. Глезер В. Д. Зрение и мышление. Л., 1985.

УДК 612.821

А. Н. СЕРГЕЕВА, И. А. ТОЛСТИКОВА
Уральский университет

ПСИХОФИЗИЧЕСКОЕ ИССЛЕДОВАНИЕ ТАКТИЛЬНО-КИНЕСТЕТИЧЕСКОГО ВОСПРИЯТИЯ

Возникшая в первые годы постановки психофизической проблемы и продолжающаяся по настоящее время дискуссия о математической функции, связывающей величину ощущения с интенсивностью стимула, вызвала появление огромного количества исследований. С целью подтверждения своих гипотез авторы использовали самые разнообразные методики измерения.

Метод оценки величины, используемый Стивенсом, устанавливает широкий диапазон величины экспоненты степенной функции для различных модальностей и континуумов стимула. Размах этой величины составляет 0,33—3,5. Как считает Генжерелли [1], психологические процессы, вовлекаемые в оценку величины и оценку категорий, настолько отличаются от процессов в экспериментах Фехнера, что сопоставлять между собой логарифмическую и степенную функции не представляется возможным. По-видимому, эти зависимости описывают два различных класса психофизических явлений; дать оценку величины стимула — гораздо более сложный процесс, чем установление различий между стимулами.

Исследованию кинестетической чувствительности как в области определения порогов (психофизика — 1), так и в области шкалирования (психофизика — 2) посвящено сравнительно не-

много работ. В нашей работе сделана попытка применить совместный анализ логарифмической и степенной зависимости к полученным результатам на примере тактильно-кинестетической чувствительности (при оценке твердости и толщины блоков из бумаги).

Тактильно-кинестетические данные поступают от сенсорных рецепторов, находящихся в коже, мышцах, сухожилиях, суставах и во внутреннем ухе. Хотя поверхность, на которой находятся эти рецепторы, очень велика, они дают значительно менее точную информацию о внешнем мире по сравнению со зрением, однако эта информация имеет важное значение. Это показано в опытах с сенсорной депривацией, а также в опытах, где создавались условия, при которых различные органы чувств давали противоречивую информацию [2]. Многие свойства внешней среды лучше познаются, если провести исследование рукой, наощупь. Распознавание свойств происходит по комбинациям сигналов проприорецепторов, механорецепторов и кожных рецепторов. Существенным моментом здесь является то, что при простом прикосновении эти свойства плохо распознаются, если вообще распознаются. При движении руки активируется значительно больше кожных рецепторов: адаптироваться рецепторы не успевают, и в центральную нервную систему направляется более детальная информация о раздражителях кожи. Кроме того, при движениях руки в распознавание формы и упругих свойств осязаемых предметов вносит свою долю проприоцепция [3].

По литературным данным оценка мышечного усилия представляет собой степенную функцию с экспонентой равной 1,4 [4]. Субъективная оценка длительности сокращения представляет собой функцию с экспонентой равной 0,57 [5]. По данным Харпера [6] субъективная оценка твердости представляет функцию с экспонентой равной 0,8. Р. Тетсунян [7] приводит данные по дифференциальной чувствительности, полученные разными авторами в опытах по оценке толщины блоков, даваемой испытуемыми кинестетически. При использовании в исследованиях диапазона от 17,7 до 100 мм была получена величина дифференциального порога 0,024. В другом эксперименте с этим же диапазоном дифференциальный порог 0,020 был получен, когда была отброшена наименьшая толщина как не укладывающаяся в общую закономерность. Разные авторы по данным Тетсуняна при шкалировании толщины блоков на основе кинестетического чувства получили различные экспоненты. Стивенс и Стоун (1959) обнаружили степенную функцию с экспонентой 1,33 (см. [7]). При оценке толщины блоков от 10 до 110 мм, употребив серию из 11 стимулов, Машуэр и Хосмон (см. [7]) получили экспоненту 1,26. В итоге Р. Тетсунян приводит величину порога равную 0,022, а показатель степени при шкалировании данной модальности 1,30.

В литературе речь идет о толщине блоков, оцениваемых кинестетически. Блоки из листов бумаги, которые использовались в наших опытах, имели несколько иную фактуру, характеризующуюся не только толщиной, но и твердостью/мягкостью. В распознавании этих характеристик большую роль играют проприорецепторы.

Цель данной работы — определение дифференциальных порогов, исследование шкалирования тактильно-кинестетической чувствительности у человека, а также анализ полученных величин с точки зрения информационного подхода к психофизическому закону.

Методика

В исследовании участвовало 100 человек в возрасте от 14 до 30 лет.

Для оценки толщины бумажных блоков использовались пачки одинаковых листов бумаги. Средняя толщина одного листа равнялась 0,07 мм. Испытуемый должен был определить толщину пачек наощупь большим и указательным пальцами правой руки. При этом определение веса пачек исключалось, так как пачки поднимать со стола не разрешалось. Исследования проводились в дневное время.

Обследование каждого испытуемого состояло из 2-х частей. В первой части с целью определения дифференциальных порогов кинестетической чувствительности испытуемому предлагалось выбрать из ряда пачек бумаги ту, которая лишь едва отличалась (была чуть тоньше или толще) от контрольной. Пачки листов бумаги были разложены по сериям. Каждая серия представляла собой ряд пачек бумаги, отличающихся от контрольной на 1, 2, 3, 4 и т.д. листов. Толщина контрольных пачек бумаги была равна: 0,56; 1,19; 2,31; 4,73; 9,45; 10,00; 15,00; 20,00 мм.

Вначале вычислялись разностные пороги на убывание и возрастание толщины, затем — дифференциальные пороги, которые усреднялись. Полученные значения дифференциальных порогов были подвергнуты статистической обработке с вычислением величины среднего квадратичного отклонения, ошибки средней арифметической.

Во второй части обследования шкалирование толщины осуществлялось методом прямой численной оценки по Стивенсу. Испытуемому вначале предъявляли стандартный стимул, в качестве которого была взята пачка толщиной 14,5 мм, которой присваивалось значение 100 баллов. Затем по отношению к стандартному стимулу испытуемый оценивал толщину тестового ряда стимулов в баллах. Стимулы тестового ряда предъявлялись испытуемому в случайном порядке (табл. 1). Допускались оценки любыми целыми или дробными положительными числами, отличными от нуля.

Полученные методом шкалирования данные были обработаны с помощью мини-ЭВМ ДВК-3. Методом наименьших квадратов определяли величины показателей степени функции Стивенса и значения ошибок регрессии по данным каждого испытуе-

Таблица 1

Тестовый ряд стимулов и порядок их предъявления

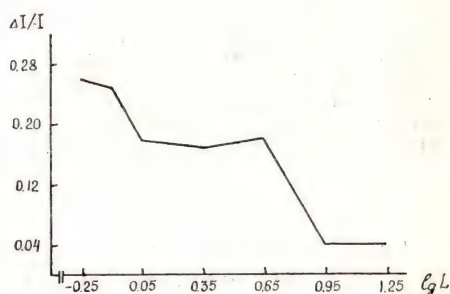
Тестовый ряд стимулов	1	2	3	4	5	6	7	8	Стандарт
Толщина, мм	0,29	0,52	0,81	1,34	2,08	3,47	5,70	9,22	14,50
№ стимула при тестировании	7	5	9	4	8	3	6	2	1

мого, а также для всей выборки испытуемых. По критерию согласия Колмогорова сравнивали опытное и теоретическое распределения показателей степени для всей выборки испытуемых.

Полученные результаты и их обсуждение

Найденные значения дифференциальных порогов представлены на рис. 1. Как видно из рисунка, пороги достигают максимальной величины 0,26 при самой меньшей толщине, затем об-

Рис. 1. Константа Вебера для тактильно-кинестетической чувствительности при оценке толщины пачек бумаги от 0,5 до 20,0 мм: ось ординат — величина дифференциального порога (константа Вебера), ось абсцисс — логарифм толщины оцениваемой пачки бумаги, мм



разуют более однородную группу (0,17—0,18) при толщине от 2,31 мм до 9,45 мм, и самые малые пороги равные 0,04 обнаруживаются при оценке самых толстых пачек в нашем эксперименте.

Данные шкалирования, обработанные методом наименьших квадратов, показали следующее. Наименьшее значение показателя степени функции Стивенса равно $0,38 \pm 0,07$, наибольшее — $1,37 \pm 0,35$.

Для построения опытного распределения 100 показателей степени разбивали на шесть классов с классовым интервалом 0,2 (рис. 2). Затем, сравнивая опытную и теоретическую кривые, нашли, что критерий согласия Колмогорова равен 0,39. Найденная по этому значению вероятность P оказалась равной 0,99. Это значит, что полученное опытным путем распределение показате-

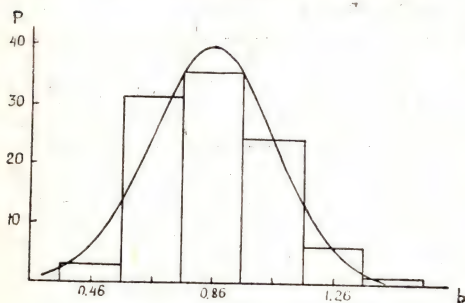


Рис. 2. Гистограмма опытного распределения индивидуальных показателей степени функции Стивенса для всей выборки испытуемых в сравнении с кривой теоретического нормального распределения: b — величина показателя степени, P — частота

телей степенной функции является нормальным, а выборка испытуемых — однородной.

Зависимость субъективной оценки от физической величины стимула в двойных логарифмических координатах оказалась

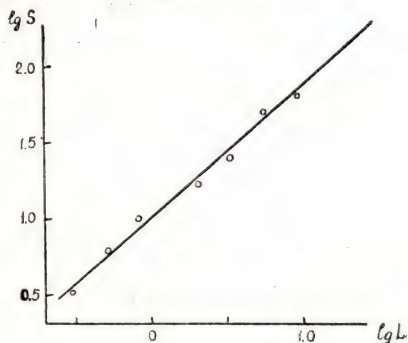


Рис. 3. Зависимость субъективной оценки тактильно-кинестетического ощущения от физической величины стимула в двойных логарифмических координатах: S — субъективная оценка в отн. ед., L — толщина бумажных пачек в мм

близка к линейной (рис. 3). Теоретически вычисленная прямая описывается уравнением $y = 0,8622x + 1,0097$. Показатель степени, вычисленный методом наименьших квадратов по усредненным значениям логарифмов оценок, равен 0,8646. Таким образом, субъективная оценка толщины бумажных блоков, даваемая с помощью тактильно-кинестетической чувствительности, представляет собой функцию с экспонентой 0,86.

Далее мы попытались провести анализ полученных величин дифференциальных порогов и экспоненты Стивенса, исходя из концепции психофизиологического пространства [8]. Восемь серий, в которых определялись константы Вебера, были разбиты на три группы. Параметры психофизиологической зависимости,

определенные и рассчитанные нами для исследованного вида чувствительности, приведены в табл. 2.

Таким образом, только при оценке толщины самых больших пачек бумаги отношение дифференциального порога к величи-

Таблица 2

Параметры психофизиологической зависимости для тактильно-кинестетической чувствительности

Группа дифференциальных порогов	Константа Вебера, $1/a$	Экспонента Стивенса, b	$K = \frac{a}{b}$	Ранговое место модальности, $i+1$
1	0,26	0,86	4,47	1,07
2	0,18	0,86	6,46	1,55
3	0,04	0,86	29,07	7,00

не показателя степени дает число кратное 4,17 и позволяет присвоить исследуемой модальности шестое ранговое место в сенсорном пространстве раздражителей.

Выводы

1. Дифференциальные пороги тактильно-кинестетической чувствительности, определенные при оценке толщины пачек бумаги в диапазоне от 0,56 до 20,00 мм, оказались различными и равны от 0,26 до 0,04.

2. Данные по прямому шкалированию при оценке толщины пачек бумаги хорошо аппроксимируются степенной функцией с показателем степени 0,86.

3. Распределение индивидуальных значений показателя степени функции Стивенса при оценке толщины для всей выборки испытуемых подчиняется нормальному распределению.

4. В сенсорном пространстве данная модальность может занимать шестое ранговое место.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Gengerelli J. A. A quantum treatment of the psychophysical law // J. Psychol. 1977. Vol. 97, Nr 2. 231—236.
2. Вюрпилло Э. Восприятие пространства // Экспериментальная психология / Под ред. П. Фресса, Ж. Пиаже. М., 1978. С. 136—236.
3. Основы сенсорной физиологии / Под ред. Р. Шмидта. М., 1984.
4. Stevens J. C., Marks J. D. Scales of apparent force // J. exp. Psychol. 1959. Vol. 58, Nr 5. P. 405—413.
5. Stevens J. C., Cain W. C. Efforting isometric muscular contraction repeated to force level and duration // Percept. a. Psychophys. 1970. Vol. 8(4). P. 240—244.

6. Harper R. On the sensory evaluation of compliant materials // Sensation and Measurement // Ed. H. R. Moskowitz et al. 1974. P. 91—98.

7. Teghtsoonian R. On the exponents in Stevens law and the constant in Ekman's law // Psychological Review. 1971. Vol. 78, Nr 1. P. 71—80.

8. Рыбин И. А. Психофизиология восприятия (см. статью в настоящем сборнике).

УДК 612.821

О. Е. СУРНИНА, М. Н. КАЦ
Уральский университет

ПСИХОЛОГИЧЕСКИЕ И ПСИХОФИЗИОЛОГИЧЕСКИЕ ХАРАКТЕРИСТИКИ ЛИЧНОСТИ И ШКАЛИРОВАНИЕ ДЛИТЕЛЬНОСТИ КОРОТКИХ ВРЕМЕННЫХ ИНТЕРВАЛОВ

Все многообразие факторов, определяющих закономерности субъективной оценки длительности, можно разделить, как показал П. Фресс [1], на 3 основные группы: 1) характер ситуации (влияние окружающей среды и выполняемой задачи); 2) влияние мотивации (отношение к выполняемой задаче); 3) биологическое состояние организма. Аналогичную по своей сути мысль выразил В. И. Лупандин [2], отмечая, что субъективная величина есть функция трех переменных: 1) сенсорной, имеющей определяющее значение при шкалировании; 2) совокупность психологических (или психофизиологических) особенностей личности и 3) состояния субъекта в момент исследования. Последние две переменные являются своеобразными модуляторами сенсорной информации, которые могут значительно изменять параметры психофизических функций.

В работах, посвященных исследованию зависимости субъективного восприятия времени от устойчивых психологических или психофизиологических характеристик, указывается, что точность субъективной оценки связана с уровнем личностной тревожности. Отклонение этого показателя в сторону повышения или понижения приводит к существенному сдвигу в оценке длительности, что связано, по-видимому, с изменением в соотношении возбудительного и тормозного процессов [3—11]. Влияние уровня личностной тревожности на шкалу субъективных оценок длительности временных интервалов исследовано в работе С. Ю. Волковой [12], где отмечается, что повышение уровня тревожности не приводит к существенным изменениям временной шкалы.

Направленность личности (экстра- и интроверсия), наряду с проявлением других устойчивых психологических характеристик, в значительной мере определяет особенности восприятия времени [13].

Разнородность, а порой и противоречивость, литературных данных не позволяет выделить наиболее значимые психологи-

ческие и психофизиологические особенности, обуславливающие характер субъективной оценки длительности. Это обстоятельство явилось причиной, побудившей нас провести серию экспериментов, которые выявили бы такие черты и определили бы степень их влияния на параметры психофизиологических функций оценки и отмеривания коротких временных интервалов.

Методика

В экспериментах приняли участие 50 взрослых испытуемых, которые оценивали и отмеривали временные интервалы в диапазоне от 1 до 5 с. Длительность задавалась звуковым стимулом (тональный звук с частотой 1 кГц и уровнем звукового давления 40 дБ над порогом). Временные интервалы предъявлялись трехкратно в случайном порядке.

Поскольку в предыдущих исследованиях нами показано, что, независимо от метода шкалирования, наиболее оптимальной формой связи между физической и субъективной временными шкалами является степенная функция [14], то для каждого испытуемого вычислялись величины показателей степени для субъективной оценки и отмеривания длительности.

Для выявления устойчивых психологических характеристик все испытуемые обследовались по тестам Айзенка, Шмишека и УСК (Роттера).

Из психофизиологических характеристик определялись сила нервной системы и уравновешенность нервных процессов. В качестве показателя силы нервной системы служил наклон функции скорости реакции в зависимости от интенсивности предъявляемого стимула. Подробно эта методика изложена в ряде публикаций Т. А. Ратановой [15—17]. Уравновешенность нервных процессов оценивалась по реакции на движущийся объект (РДО), где в качестве показателя уравновешенности принималось среднее время отклонения опережающих и запаздывающих реакций в мс (см. [18]).

Полученные данные обрабатывались методами корреляционного, факторного и множественного регрессионного анализа.

Результаты опытов и их обсуждение

Методом корреляционного анализа были вычислены коэффициенты линейной корреляции между психологическими и психофизиологическими характеристиками каждого отдельного испытуемого и показателями степени функций оценки и отмеривания длительности. При этом оказалось, что не все, а лишь некоторые из исследованных характеристик статистически достоверно связаны с величинами экспонент степенной функции. Значения коэффициентов корреляции между психологическими и психофизиологическими характеристиками личности и пока-

зателем степени функции оценки ($p_{\text{оц.}}$) и отмеривания ($p_{\text{отм.}}$) длительности представлены в табл. 1.

Как видно из полученных данных, показатель степени функции оценки отрицательно коррелирует с педантичностью и циклотимностью и положительно с показателем уравновешенности нервных процессов. Следует ожидать, что испытуемые с явно

Таблица 1

Коэффициенты корреляции между экспонентами функций субъективной оценки ($p_{\text{оц.}}$) и отмеривания ($p_{\text{отм.}}$) длительности временных интервалов и психологическими (психофизиологическими) характеристиками личности

Величина экспоненты	Психологические (психофизиологические) характеристики						
	1*	2	3	4	5	6	7
$p_{\text{оц.}}$	-0,11	-0,12	0,11	0,21	0,22	-0,17	-0,13
$p_{\text{отм.}}$	-0,25	-0,16	-0,15	-0,36**	-0,52**	0,22	0,21
	8	9	10	11	12	13	14
$p_{\text{оц.}}$	0,17	-0,52**	-0,50	-0,21	-0,11	0,36**	0,21
$p_{\text{отм.}}$	-0,16	0,32**	-0,14	-0,60**	-0,33**	-0,10	-0,25

* 1 — экстраверсия, 2 — экстернальность, 3 — гипертимность, 4 — сензитивность, 5 — боязливость, 6 — демонстративность, 7 — дистимность, 8 — инертность аффекта, 9 — педантичность, 10 — циклотимность, 11 — импульсивность, 12 — экзальтированность, 13 — уравновешенность нервных процессов, 14 — сила нервной системы.

** Статистически достоверные коэффициенты корреляции на 5 %-м уровне значимости.

выраженной педантичностью, циклотимностью и уравновешенностью будут обладать более узкой временной шкалой, чем те, которые такими качествами не обладают или имеют лишь тенденцию к их проявлению. Шкала отмеривания длительности положительно связана с педантичностью и отрицательно с сензитивностью, боязливостью, импульсивностью и экзальтированностью.

Полученные результаты свидетельствуют о том, что субъективная шкала отмеривания длительности временных интервалов зависит от личностных характеристик в значительно большей степени, чем шкала оценок. Вероятно, это связано с тем, что сам процесс отмеривания длительностей предполагает активную деятельность испытуемого, посредством которой его индивидуальные особенности проявляются лучше, нежели при вербальной оценке.

Большое число переменных, в различной степени связанных между собой, может быть описано значительно меньшим чис-

лом факторов, в целом воспроизводящих первоначальную картину связи (в математическом выражении — корреляционную матрицу). Выделение факторов — гипотетических величин, нагружаемых переменными — удобно в том отношении, что позволяет в определенной степени прогнозировать, какие из иссле-

Таблица 2

Матрица факторных нагрузок

№	Переменная	Фактор					
		1	2	3	4	5	6
1	Циклотимность	0,844	0*	0	0	0	0
2	Импульсивность	0,768	0	0	0	0	0
3	Экзальтированность	0,660	0	0	0	—0,418	0
4	Дистимность	0	—0,743	—0,280	0	0	0
5	Экстраверсия	0	0,689	—0,264	0	—0,329	0
6	Гипертимность	0	0,688	0	0,390	0,276	0
7	Показатель степени функции отмеривания	0	—0,538	0	0,381	0	—0,359
8	Педантичность	0	0	0,730	0	0	0
9	Инертность аффекта	0	0	0,640	0	0	0,446
10	Боязливость	0	0	0,611	0	0	—0,303
11	Демонстративность	0	0	0,308	0,823	0	0
12	Сензитивность	0,353	0	0	0,627	0	0
13	Сила нервной системы	0	0	0	0,257	0,740	0
14	Показатель степени функции оценки	0	0	0	0	0,693	0
15	Экстернальность	0	0	0	0	0	0,731
16	Уравновешенность нервных процессов	0	0	0	0	0	0,619

* Нагрузки меньше, чем 0,250 заменены нулями.

дуемых характеристик могут оказывать дополнительное влияние на величину экспоненты.

Действительно, в результате факторного анализа было выделено 6 факторов, различным образом связанных с переменными (табл. 2). Так, 2-й фактор нагружается такими переменными, как дистимность, экстраверсия, гипертимность и показатель степени функции отмеривания. Факторные нагрузки всех остальных переменных несут существенны, они меньше, чем 0,250. Факторные нагрузки означают корреляционную связь между

конкретной переменной и данным фактором. Вместе с тем высокая корреляция между ними свидетельствует и о достаточно прочной связи между самими этими переменными, по крайней мере, более прочной, чем с остальными. На основании этого можно предположить, что экспонента функции отмеривания длительности может определяться гипертимностью, экстраверсией и дистимностью.

Несмотря на то, что эти переменные связаны между собой более тесно, чем с другими, коэффициенты корреляции не до-

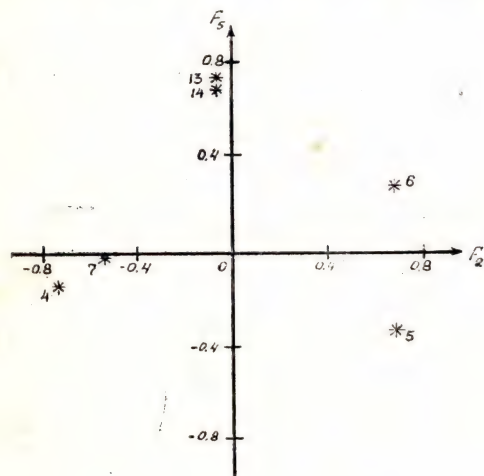


Рис. Повернутые факторные нагрузки 2-го (F_2) и 5-го (F_5) факторов: 4, 5, 6, 7, 13, 14 — номера переменных, соответствующих характеристикам в табл. 2

стигают граничного значения (0,28) и остаются статистически недостоверными.

Фактор 5 нагружается двумя переменными — экспонентой функции оценки и силой нервной системы. Отсюда следует ожидать, что величина экспоненты функции оценки длительности может определяться типом нервной системы. В нашем эксперименте коэффициент корреляции между ними также не достигает критического уровня ($r = 0,212$).

Графически величины факторных нагрузок для 2-го и 5-го факторов представлены на рисунке, где они выражены в виде точек с координатами, соответствующими коэффициентам корреляции между данным фактором и конкретной переменной.

Факторный анализ, как и корреляционный, показал, что экспонента функции оценки связана с меньшим количеством переменных, чем экспонента функции отмеривания.

В результате проведенного регрессионного анализа были получены коэффициенты регрессии для всех исследуемых переменных. Метод множественной регрессии позволяет выразить зависимость между экспонентой психофизической функции оценки (отмеривания) и личностными характеристиками испытуе-

мого в виде линейного уравнения. Число членов этого уравнения будет соответствовать количеству исследуемых характеристик. Однако, учитывая данные корреляционного анализа, а также величину коэффициентов регрессии для каждой переменной, число членов уравнения можно сократить, оставив лишь значимые переменные. Такое сокращенное уравнение линейной регрессии будет иметь вид для оценки

$$p_{\text{оц.}} = 0,0025 X_1 + 0,0015 X_8 + 0,871;$$

для отмеривания

$p_{\text{том.}} = -0,0039 X_3 + 0,0027 X_2 - 0,0017 X_{10} - 0,0013 X_8 + 0,151$,
где $p_{\text{оц.}}$ — экспонента функции оценки и $p_{\text{том.}}$ — экспонента функции отмеривания длительности; X_1 — циклотимность; X_2 — импульсивность; X_3 — экзальтированность; X_8 — педантичность и X_{10} — боязливость.

Заключение

Представленная работа является лишь первой попыткой выразить в математической форме зависимость между психологическими и психофизиологическими характеристиками субъекта и размерностью субъективных временных шкал. Она не претендует на полноту освещения этой сложной проблемы. Результаты и выводы, полученные здесь, не являются окончательными и требуют дальнейшего подтверждения и глубокого теоретического обоснования.

В то же время на основании полученных данных можно с определенной уверенностью сказать, что характер субъективной временной шкалы зависит не от всех, а лишь от некоторых психологических и психофизиологических характеристик, причем шкала отмеривания в большей степени зависит от индивидуальных особенностей испытуемого, чем шкала оценок.

Различные характеристики связаны между собой и с экспонентами психофизических функций в разной степени, образуя определенное количество общностей более высокого порядка, называемых факторами. Хотя фактор определяется этими характеристиками и тесно связан с ними, корреляционная связь между переменными внутри фактора чаще всего не является достоверной. Это наводит, по крайней мере, на мысль, что между всеми этими переменными существует не линейная, а какая-то другая, более сложная форма зависимости. Другая причина низкой корреляции может заключаться в том, что с помощью существующих психологических тестов дается довольно грубая, весьма приближенная количественная оценка выявленных характеристик, что также вносит искажения в окончательный результат.

На наш взгляд, эту работу необходимо повторить на другой, большей по объему, выборке испытуемых, что позволит сделать более конкретные выводы.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Фресс П. Восприятие и оценка времени // Экспериментальная психология / Под ред. П. Фресса, Ж. Пиаже. М., 1978. Вып. 6. С. 89—135.
2. Лупандин В. И. Психофизическое шкалирование. Свердловск, 1989.
3. Бороздина Л. В., Забродин Ю. М., Мусина И. А. Влияние уровня тревожности на оценку временных интервалов // Измерение психических характеристик человека-оператора. Саратов, 1986. С. 94—102.
4. Забродин Ю. М., Бороздина Л. В., Мусина И. А. Оценка временных интервалов при разном уровне тревожности // Вестн. МГУ. Сер. 14. Психология. 1983. № 4. С. 46—53.
5. Sarason J. G., Stoops R. Test anxiety and the passage of time // J. Consult. a. Clin. Psychol. 1978. Vol. 46, Nr 1. P. 102—109.
6. Tysk L. Longitudinal changes in time estimation in affective disorders; a pretiminary study // Percept. a. Motor skills. 1985. Vol. 6, Nr 1. P. 179—188.
7. Дмитриев А. С. Физиологические основы восприятия времени у человека // Успехи современной биологии. 1964. Т. 57, № 2. С. 245—268.
8. Дмитриев А. С. К вопросу о восприятии и оценке времени // Восприятие пространства и времени. Л., 1969. С. 89—92.
9. Розин М. И. Условный рефлекс на время (и чувство времени) как показатель соотношения сил возбуждения и торможения // Проблемы восприятия пространства и времени. Л., 1961. С. 154—156.
10. Беленькая Л. Я. К вопросу о восприятии временной длительности и его нарушениях // Исследования по психологии восприятия. М.; Л., 1948. С. 342—358.
11. Элькин Д. Г. Восприятие времени. М., 1962.
12. Волкова С. Ю. Влияние уровня тревожности на восприятие и оценку времени // Вопросы сенсорного восприятия. Свердловск, 1987. С. 140—145.
13. Костандов Э. А., Захарова Н. Н., Важнова Т. Н., Погребинский С. А. Различение микроинтервалов времени эмоционально возбудимыми личностями // Журн. высш. нервн. деят. 1988. Т. 38, вып. 4. С. 614—619.
14. Сурнина О. Е., Лупандин В. И. Инвариантность субъективных шкал времени // Журн. выс. нервн. деят. 1989. Т. 39, вып. 5. С. 845—850.
15. Ратанова Т. А. Абсолютная слуховая чувствительность и физиологическая сила надпороговых раздражителей // Вопр. психологии. 1984. № 2. С. 112—122.
16. Ратанова Т. А. Эмоциональная оценка звуковых стимулов разной интенсивности // Вопр. психологии. 1986. № 1. С. 145—151.
17. Ратанова Т. А. Дифференциальная громкостная чувствительность, сила нервной системы и психофизические шкалы громкости // Вопр. психологии. 1983. № 1. С. 122—129.
18. Методические рекомендации по психофизиологической профессиональной ориентации подростков на рабочие профессии в машиностроении. Свердловск, 1984.

УДК 612.76+612.821

А. Г. СМЕРНОВ
НИИ физиологии им. А. А. Ухтомского
М. В. ПОЛЯКОВА
Ленинградский университет

ОТРАЖЕНИЕ В ПОЗДНИХ КОМПОНЕНТАХ СОМАТОСЕНСОРНОГО ВЫЗВАННОГО ПОТЕНЦИАЛА ПРОЦЕССА ВОСПРИЯТИЯ ВРЕМЕННОГО ИНТЕРВАЛА

Процесс отражения времени человеком является многоуровневым и многозвенным процессом, захватывающим деятельность мозговых структур [1].

В этом плане следует выделить, во-первых, структуры, связанные преимущественно с восприятием временного интервала (ВИ), и, во-вторых, с его двигательным воспроизведением [2]. Более того, нельзя игнорировать и третий аспект процесса отражения времени — мнестический компонент, который наиболее выражен при вербальной оценке [3].

Такая неоднородность организации процесса отражения времени человеком неизбежно приводит к неоднозначности применения различных методов оценки ВИ. Даже в пределах одной методики, например, воспроизведения ВИ, не исключена зависимость точности его воспроизведения как от структуры сигналов, так и от особенностей двигательного звена, которое осуществляет воспроизведение. В этом плане отмечаются значительные затруднения в интерпретации данных, т. е. не определены истинные механизмы ошибок и неточностей при воспроизведении ВИ.

В какой-то степени метод вызванных потенциалов (ВП) может помочь в более отчетливой идентификации систем и процессов, связанных с различными аспектами отражения времени человеком [4—5]. Именно такими соображениями мы и руководствовались при проведении исследования, основная задача которого заключалась в определении электрофизиологических коррелятов параметров ВП при восприятии временного интервала.

Методика

Исследование было проведено на 6 неврологически здоровых испытуемых в возрасте от 21 до 26 лет (по 3 мужчины и женщины). Временной интервал длительностью 500 мс задавали двумя электрокожными стимулами. После второго стимула испытуемый должен был воспроизвести предъявленный интервал удержанием кнопки, расположенной на специальной ручке. Пары стимулов следовали в случайном порядке через 5—10 с. Электрокожные стимулы подавались от электростимулятора ЭСУ—2. Раздражающими электродами служили хлорированные серебряные пластинки площадью 0,5 см², закрепляемые лейкопластырем возле пястно-фалангового сустава каждого пальца. Для устранения артефактов соматической стимуляции использовалась кольцевой заземляющий электрод, который крепился в дистальной части предплечья. Стимулом служил прямоугольный импульс длительностью 0,1 мс, амплитуда которого подбиралась индивидуально для каждого испытуемого и не превышала 1,3 от порога субъективного ощущения. Время реакции (ВР) регистрировалось частотомером ЧЗ—33, а время воспроизведения интервала — миллисекундомером Ф—209.

Запись ЭЭГ производилась монополярно, усредненный референтный электрод крепили к мочкам обеих ушных раковин.

Электроды служили хлорированные серебряные чашеобразные диски размером 6 мм, которые крепились к голове при помощи коллодия. Первый регистрирующий электрод помещался над первичной проекционной зоной соматической системы, т. е. на 2 см сзади линии, соединяющей вертекс с наружным слуховым проходом и на 7 см ниже сагиттальной линии (отведение С₃). Второй и третий электроды крепились соответственно

над левой лобной (F₃) и левой теменной (P₃) областями коры по системе 10—20.

Усиление ЭЭГ производилось при помощи модернизированного усилителя УБП2—03 в полосе пропускания 0—200 Гц. Затем ЭЭГ, ЭОГ и синхроимпульс записывали на магнитную ленту шестиканального магнитофона УМЗ—6—03. Текущий контроль записи проводили с помощью осциллографа С1—83.

Структура эксперимента заключалась в следующем. Испытуемому первый стимул (S₁) всегда подавали на большой палец (рис. 1а), а второй (S₂) — на палец, осуществляющий двигательную реакцию

(R): большой (Б. П.), указательный (У. П.), средний (С. П.), безымянный (Без. П.) или мизинец (Миз.). В инструкции указывалось, что испытуемый должен воспроизводить интервал, нажав кнопку пальцем, на который поступал второй стимул. Кнопки размещались на специальной ручке, которая позволяла удобно выполнять двигательную реакцию. В начале и в конце опыта записывали электрическую активность при пассивном восприятии интервала времени. Длительность предъявляемого интервала (T₁) контролировали с помощью частотомера ЧЗ—33 (рис. 1б). Предъявляемый интервал (T₁) ограничивался двумя короткими стимулами (S₁ и S₂). От начала второго стимула до начала удержания кнопки измеряли величину ВР. Двигательная реакция (R) заключалась в воспроизведении ВИ удержанием кнопки (T₂).

Учитывая, что в наших исследованиях необходимо было усреднение не менее 36 реализаций, то испытуемый каждым пальцем последовательно реагировал на 40 предъявлений интервала. После пятиминутного отдыха он переходил к работе другим пальцем.

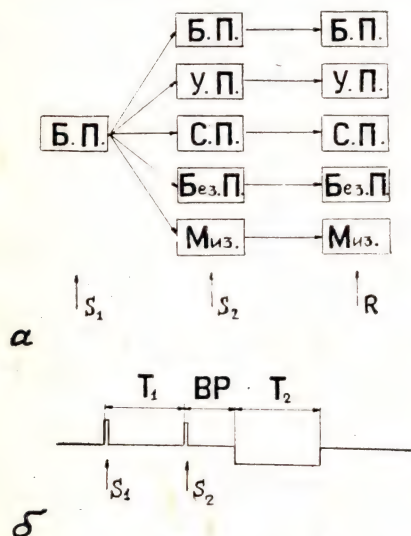


Рис. 1. Схема эксперимента (а) и измеряемые временные параметры (б)

Усреднение ЭЭГ проводилось на анализаторе F—36 при считывании записи с магнитной ленты на устройстве УМВ6—03. Общая длительность усредняемой записи ЭЭГ составляла 1280 мс при частоте квантования 1000/с. Усредненный ВП выводили на двухкоординатный графопостроитель ПДП—04. Латентный период и амплитуду волн Н140 и П300 определяли при помощи метки на экране усреднителя.

Для анализа вычисляли среднее значение ВР и времени воспроизведения интервала (T_2), их средние квадратические отклонения ($\sigma_{вр}$ и σ_{T_2}), ошибку средней ($m_{вр}$ и m_{T_2}). Определяли также пиковую латентность и амплитуду волн Н140 и П300. Величину амплитуды волн измеряли по значениям вертикали, опущенной из вершины пика до пересечения с прямой, соединяющей два соседних пика, сохраняющих постоянную конфигурацию в данном отведении.

Для определения различий во времени реакции и длительности воспроизведения разными пальцами применяли следующие статистические методы: Т-критерий Фишера, Т-критерий Стьюдента, Т-критерий Вилкоксона, критерий хи-квадрат. Определяли также значение коэффициента корреляции между значениями ВР и времени воспроизведения интервала разными пальцами.

Результаты исследований

ВР при работе разными пальцами руки изменяется в широком диапазоне — от $213,5 \pm 11,0$ мс до $584,1 \pm 13,9$ мс. В том случае, когда стимулировался и работал большой палец, ВР

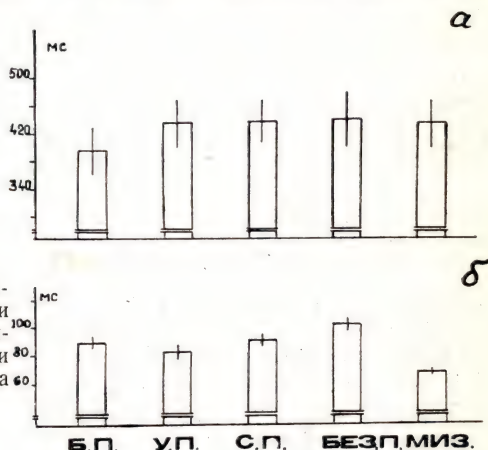


Рис. 2. Изменение ВР (а) и меж-индивидуальной вариальности (б) при воспроизведении временного интервала разными пальцами руки: обозначения те же, что на рис. 1

имела минимальные значения (рис. 2а). При работе другими пальцами наблюдаются две закономерности. Первая заключается в том, что ВР увеличивалось по сравнению с ВР большого

пальца ($p < 0,05$). Вторая — в отсутствии достоверных различий ВР при работе другими пальцами. Следует отметить значительный разброс средних величин по всем испытуемым для разных пальцев (рис. 2б), но наименьший разброс отмечается для мизинца ($p < 0,05$) относительно разброса, характерного для безымянного пальца.

У разных испытуемых величина воспроизводимого интервала сильно варьирует и может отличаться от заданной на 150 мс

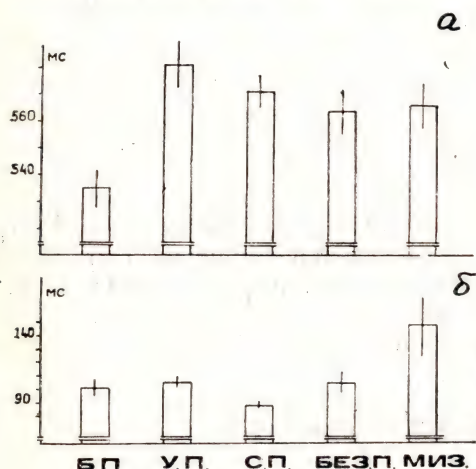


Рис. 3. Изменение величины воспроизведенного интервала (а) и межиндивидуальной вариальности (б): обозначения те же, что на рис. 1

и более. Наибольшая точность наблюдается при работе большим пальцем (рис. 3а). Характерно также значительное увеличение длительности удержания кнопки при работе указательным пальцем ($p < 0,05$). Длительность удержания кнопки наименьшая при работе большим пальцем ($p < 0,05$), а для остальных достоверных различий нет, хотя тенденция к уменьшению величины воспроизводимой длительности наблюдалась в направлении от указательного пальца к мизинцу.

Существует значительная вариальность воспроизводимого интервала, превышающая 100 мс (рис. 3б), имеется незначительная тенденция к более стабильной работе средним пальцем, хотя у некоторых испытуемых наименьший разброс показывает мизинец. В то же время у других испытуемых для мизинца характерна наибольшая дисперсия, что в целом вызывает значительный разброс среднего квадратического отклонения. Между ВР и длительностью удержания кнопки у испытуемых существуют слабые корреляционные связи. Количество корреляционных связей имеет характерную особенность: в сумме наибольшее количество таких связей для ВР и длительности удержания кнопки наблюдается между безымянным пальцем и всеми остальными (10), между мизинцем и всеми остальными (7), наименьшее — для среднего пальца (1). Интересно то, что толь-

ко для среднего пальца ни у одного из испытуемых не наблюдали даже слабой корреляции между ВР и длительностью удержания кнопки, в то время как при работе большим пальцем коэффициент корреляции был равен 0,36, указательным — 0,59, безымянным — 0,35 и мизинцем — 0,43. Существуют небольшие корреляционные связи между ВР при работе разными пальцами, но они очень слабые.

Предполагая, что волну Н140 можно связать с опознанием стимула, а П300 — с процессами принятия решения, экспериментаторы решили рассматривать динамику именно этих волн ВП при пространственном разнесении стимулов, ограничивающих интервал.

На рис. 4а приведены результаты измерения ЛП волны Н140 в теменном и лобном отведении после стимуляции большого пальца. В лобном отведении ЛП волны Н140 имеет наименьшее значение тогда, когда оба стимула наносятся на большой палец. Если же второй стимул подается на другой палец, то ЛП волны Н140 в ответ на первый стимул достоверно выше, достигая максимума при предъявлении второго стимула на безымянный палец и мизинец ($p < 0,01$). Аналогичная тенденция наблюдается в динамике ЛП волны Н140, регистрируемой в отведении P_3 . ЛП в ответ на первый стимул имеет минимальные значения, если оба стимула наносятся на большой палец. Достоверное увеличение ЛП отмечается только тогда, когда второй стимул поступает на безымянный палец и мизинец ($p < 0,05$).

Амплитуда волны Н140 существенно варьирует как у одного испытуемого, так и у разных при сравнении их друг с другом (рис. 4б). Отмечается различие в амплитуде этой волны, регистрируемой в лобном отведении в зависимости от того, каким пальцем будет работать испытуемый. Наименьшие величины амплитуды в ответ на первый стимул зарегистрированы при работе мизинцем и большим пальцем; в то же время максимальное значение амплитуды волны Н140 — при работе средним и безымянным пальцами. При сравнении этих пар друг с другом значения амплитуды достоверно различаются ($p < 0,01$). В случае, когда работает указательный палец, амплитуда волны Н140 занимает промежуточное значение. В теменном отведении амплитуда волны Н140 максимальна в том случае, когда



Рис. 4. Изменение ЛП (а) и амплитуды (б) волны Н140 в ответ на первый стимул — на стимуляцию большого пальца: светлые столбики — динамика параметров волны Н140 в отведении F_3 , черные — в отведении P_3 .

испытуемый работает средним пальцем и минимальна при работе безымянным ($p < 0,01$). В остальных случаях она занимает промежуточное значение и различия достоверны только для большого пальца ($p < 0,05$).

Несколько иную картину представляет динамика волны П300, регистрируемой на первый стимул (рис. 5а). В лобном отведении ЛП этой волны максимален в том случае, когда второй стимул будет адресован на указательный палец, а минимальна — при совпадении второго стимула с первым, т. е. при стимуляции большого пальца ($p < 0,01$). В остальных случаях величина ЛП П300 занимает промежуточное значение. В целом

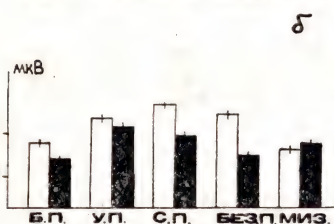
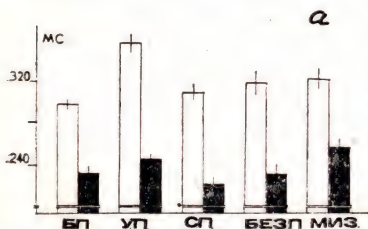


Рис. 5. Изменение ЛП (а) и амплитуды (б) волны П300 в ответ на первый стимул — на стимуляцию большого пальца: обозначения те же, что на рис. 4

ЛП П300, регистрируемый в лобном отведении, больше, чем в теменном ($p < 0,05$). В теменном отведении ЛП волны П300 в ответ на первый стимул имеет наименьшие значения при работе большим и средним пальцами, а максимальное — при работе мизинцем ($p < 0,05$). В остальных случаях значение ЛП волны П300 занимает промежуточное значение и достоверно не различается.

Амплитуда волны П300, регистрируемой в ответ на первый стимул, в лобном отведении имеет тенденцию

к увеличению при пространственном разнесении стимулов, достигая максимального значения при подаче второго стимула на средний палец, что достоверно отличается от минимального значения ($p < 0,05$) при работе мизинцем (рис. 5б). Необходимо выделить ситуацию, когда второй стимул поступает на указательный и большой палец, с одной стороны, и на средний и безымянный — с другой. В первом случае амплитуда волны в ответ на первый стимул не различается, но она достоверно меньше, чем во втором. В теменном отведении максимальная величина амплитуды П300 в ответ на первый стимул регистрируется при последующей работе указательным пальцем, а минимальная — большим пальцем. При работе мизинцем и безымянным пальцем значение амплитуды на первый стимул приближается к таковой при работе большим пальцем.

Таким образом, в параметрах ВП, регистрируемого на первый стимул, который всегда подавался на большой палец, видны достоверные изменения, которые зависят от того, на какой палец будет подаваться второй стимул и соответственно какой палец будет осуществлять движение. В ЛП П300 эти изменения

касаются большого пальца и указательного в лобном отведении и мизинца — в теменном. Анализ корреляционных связей не позволил выявить однонаправленных корреляций между параметрами ВП и параметрами движения.

Структура эксперимента была такова, что второй стимул, ограничивающий заданный интервал, подавался на тот палец, которым должно было осуществляться движение. Анализ вызванных потенциалов на второй стимул показывает, что в лобном отведении волны Н140 и П300 не выражены. Только в теменном отведении у всех испытуемых отчетливо выделяется П300 в ответ на стимуляцию разных пальцев. ЛП (рис. 6а) этой волны практически не изменяется в зависимости от стимулируемого пальца, хотя небольшая тенденция к увеличению в направлении к среднему пальцу имеется. Величина ЛП несколько больше, чем таковая волны П300 в ответ на первый стимул. Амплитуда волны П300 (рис. 6б) имеет большой межиндивидуальный разброс и показывает отчетливое и достоверное увеличение ($p < 0,001$) при стимуляции указательного и среднего пальца по сравнению с большим и мизинцем. При стимуляции безымянного пальца она занимает промежуточное значение.

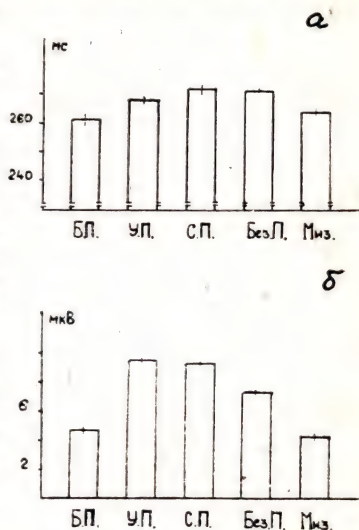


Рис. 6. Динамика ЛП (а) и амплитуды (б) волны П300, регистрируемой в теменных отведениях при стимуляции второго пальца

Обсуждение результатов

Полученные результаты необходимо рассматривать исходя по крайней мере из двух подходов. Во-первых, с точки зрения точности выполнения движений пальцами руки, и, во-вторых, специфики оценки ВИ. И в том и в другом случае мы имеем как восприятие сигналов, так и осуществление движения тем или иным пальцем. Проблема заключается в том, что здесь является общим, а что специфическим.

В обоих случаях второй стимул является пусковым в структуре последовательности сигналов и движений, но при оценке ВИ также он служит и границей воспринимаемой длительности. Кроме того, различие заключается еще и в том, что второй сигнал предъявляется на то же место, что и первый только при работе большим пальцем, а в остальных случаях он разнесен.

Осуществляемая двигательная реакция в обоих случаях локальна (работают только пальцы правой руки), однотипна и

сравнительно проста (перемещение кончика пальца на 5—7 мм с незначительным усилием). Разница заключается только в том, что работают разные пальцы руки, имеющие различный нервно-мышечный аппарат управления [6]. Кроме того, если в простом движении начало и конец действия сливаются в единый акт, то здесь они разделены интервалом и образуют такую же последовательность сигналов, как и предъявляемые стимулы [7].

В этом плане различия ВР при работе большим пальцем могут объясняться тем, что оба сигнала поступают на одно и то же место, что вызывает более интенсивную стимуляцию. С другой стороны, различие в восприятии интервала, ограниченного разнесенными пространственно сигналами, может сказываться и на точности воспроизведения ВИ разными пальцами [8]. Кроме того, нельзя не учитывать и различия организации структуры выхода для разных пальцев руки [6]. В комплексе это и вызывает наблюдаемые различия как в длительности воспроизводимого интервала, так и в динамике ВР.

Для организации последующей двигательной реакции при восприятии сигналов прежде всего важно оценить последовательность смены стимулов, а собственно для воспроизведения ВИ — измерить паузу между этими стимулами [1]. Лобные области коры связаны преимущественно с анализом последовательности сигналов и с организацией последовательности смены команд, т. е. с формированием программы движения [9, 10]. Этим и объясняется выраженность волн Н140 и П300 в ответ на первый стимул в отведении F_3 . Правда, амплитуда волны Н140 более выражена в теменном отведении, что может быть связано и с соотношением воспринятых сигналов со схемой тела для организации двигательной реакции и с измерением ВИ. Это подтверждается еще и тем, что в теменной коре волна П300 выражена в ответ на второй сигнал, в то время как во фронтальном отведении такой выраженности нет. Правда, следует иметь в виду, что интервал 500 мс очень короткий и к его концу при предъявлении сигналов начинает развиваться условно-негативная волна (УНВ) [4], но второй стимул прерывает ее развитие и начинается двигательная реакция. Тем не менее, в теменной коре волна П300 все же хорошо регистрируется, что в какой-то степени подтверждает то положение, что данная волна отражает процессы, связанные с созданием образа интервала, т. е. с измерением его длительности.

Именно теменная и фронтальная ассоциативные области связаны с анализом пространственно-временных характеристик сигналов, определением их значимости для последующей организации двигательного ответа [9]. Отсутствие волны Н140 в ответ на второй стимул может объясняться и тем, что предъявляемый стимул предельно прост и оценивается преимущественно в специфических областях коры. Значимым признаком в данном сигнале является время и место его предъявления

в структуре последовательности. Эти признаки могут соотноситься со схемой тела [11], так как оцениваемый интервал имеет выраженную тактильную пространственную структуру, которая составляет основу схемы тела. В силу многократного повторения двигательная реакция уже автоматизирована и ее осуществление может происходить преимущественно на подкорковом уровне, без значительного участия фронтальных областей, что находит свое отражение в неустойчивости волны П300 в отведении F_3 после второго стимула.

Необходимо отметить, что после первого стимула формируется весь комплекс последующих движений [12]. Это находит свое отражение в динамике ЛП и амплитуды волны Н140, которая изменяется в зависимости от того, каким пальцем будет осуществляться движение. Такая связь может быть опосредована механизмом выделения начала предъявления сигнала и его соотнесения с началом измерения интервала по субъективной шкале времени [4]. Увеличение амплитуды волны Н140 в теменном отведении связано также и с неопределенностью в локализации соматического стимула, что вызывает повышение уровня сенсорного внимания.

Волна П300 в ответ на первый стимул ведет себя однозначно: она выше по амплитуде во фронтальном отведении, но и возникает позже, чем в теменном. Увеличение амплитуды здесь может быть связано с тем, что стимул несет двойную нагрузку: это и начало отсчета интервала, и запуск всей цепочки последующих событий, что и вызывает большую активацию этих областей из различных источников. Несколько сложнее с ЛП, но если учесть, что сама волна П300 имеет несколько источников своего происхождения [13], то в теменной коре она, можно предполагать, более связана с оценкой ВИ, а во фронтальной — с организацией ответа, что и лежит в основе различий в ЛП волны П300.

Таким образом, анализ ВП в свете их связи с точностью оценки ВИ позволяет предполагать, что различия в такой оценке в значительной степени обусловлены особенностями восприятия сигналов и создания образа интервала на основе структуры предъявленных сигналов. Основной структурой, где происходит процесс создания этого образа и, по-видимому, его измерение, является теменная кора. В то же время для организации движений важна последовательность сигналов и реакций и соответственно участие фронтальной коры здесь является определяющим.

Выводы

1. Временные характеристики движения зависят от пространственного расположения стимулов, ограничивающих ВИ. При совмещении двух стимулов на одном двигательном звене

ВР и время удержания кнопки достоверно меньше, чем при их пространственном разнесении.

2. При воспроизведении временного интервала разными пальцами руки ЛП волны Н140 в ответ на первый стимул меньше, а амплитуда больше в теменном отведении по сравнению с лобным.

3. Латентный период и амплитуда волны П250 в теменном отведении меньше, чем в лобном. Динамика амплитудно-временных характеристик волн Н140 и П300 в ответ на первый стимул зависит от места приложения второго стимула.

4. В ответ на второй стимул регистрируется волна П300, выраженная в теменном отведении, характеристики которой зависят от места приложения второго стимула.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Fraisse P. Cognition of time in human activity // *Cognition in Human Motivation and Learning*. Belgium, 1981. P. 233—259.
2. Смирнов А. Г., Полякова М. В., Мальцева Ю. О. Влияние длительности воспроизводимого интервала на время реакции у человека // *Журн. высш. нервн. деят.* 1985. Т. 35, вып. 4. С. 635—639.
3. Allan L. G. The perception of time // *Percept. a. Psychophysics*. 1979. Vol. 26, Nr 5. P. 340—354.
4. Ruchkin D. S., Mc. Calley M. G., Gleser E. M. Event Related Potentials and Time Estimation // *Psychophysiology*. 1977. Vol. 14. P. 451—455.
5. Brunia C. H. M., Damen E. J. P. Distribution of slow brain potential related to motor preparation and stimulus anticipation in a time estimation task // *EEG a. clin. Neurophysiol.* 1988. Vol. 69. P. 234—243.
6. Иваницкий М. Ф. *Анатомия человека*. М., 1965. Т. 1.
7. Бернштейн Н. А. *Очерки физиологии движений и физиологии активности*. М., 1966.
8. Cohen J., Cooper P. New phenomena in apparent duration, distance and speed // *Nature*. 1962. Vol. 196, Nr 4860. P. 1233—1234.
9. Батуев А. С. *Высшие интегративные системы мозга*. Л., 1981.
10. Fuster J. *The Prefrontal Cortex Anatomy, Physiology and Neurophysiology*. N. Y., 1980.
11. Батуев А. С., Таиров О. П. *Мозг и организация движений*. Л., 1978.
12. Gratton G., Coles M. G. H. Lateralized brain potentials and response priming // *Psychophysiol.* 1986. Vol. 23, Nr 4. P. 416—417.
13. Кануников И. Е., Ветошева В. И. Современные представления о психофизиологической значимости П300 // *Физиология человека*. 1988. Т. 14. № 2. С. 314.

УДК 612.821

О. Е. СУРНИНА, Н. В. ЗОНОВА, Е. С. КОНОВАЛОВА
Уральский университет

ЗАВИСИМОСТЬ СУБЪЕКТИВНЫХ ШКАЛ ДЛИТЕЛЬНОСТИ ОТ ХАРАКТЕРА ЗАПОЛНЕНИЯ ВРЕМЕННЫХ ИНТЕРВАЛОВ

Адекватное отражение временных параметров имеет для организма жизненно важное значение. Восприятие времени зависит от целого ряда факторов биологической и небιологиче-

ской природы. Известно, что в организме человека не существует специального анализатора времени, а кодирование временных параметров происходит благодаря существованию в сенсорных системах тонических и фазических рецепторов. Но, поскольку на уровне рецепторов каждая сенсорная система отличается строгой специфичностью, то вполне закономерно возникает вопрос, насколько существенно отличаются длительности, заполненные стимулами разной модальности, в субъективном восприятии, т. е. существует ли зависимость между характером заполнения интервалов и размерностью субъективной временной шкалы.

В литературе отмечается, что субъективная оценка длительности зависит от громкости звука, заполняющего интервал. При сравнении двух одинаковых по длительности интервалов заполненный более громким звуком кажется длиннее, чем тот, что заполнен менее громким [1—3]. При оценке звуки более сильные воспринимаются как более короткие, при отмиривании — наоборот, как более продолжительные [1, 4]. Как отмечает П. Фресс [3], высокий звук кажется более длинным, чем низкий; зрительные стимулы воспринимаются как более длительные, чем слуховые. Однако другие авторы [5] считают, что слуховые интервалы содержат больше информации о событиях внутри интервала, поэтому они воспринимаются как более длинные, чем зрительные.

При заполнении интервалов музыкальными нотами в различных режимах показано, что, независимо от метода шкалирования, субъективная временная шкала больше соответствует физической при повторяющемся режиме предъявления. При мелодичном и случайном режимах она достоверно уже физической [6]. Знакомые музыкальные мелодии воспринимаются как более длительные, чем незнакомые [7].

Характер субъективной оценки длительности зависит также от уровня сложности стимула, заполняющего интервал: разнообразие заполнения субъективно растягивает воспринимаемое время, обуславливая переоценку длительности, и наоборот [3, 7, 8—10], хотя, по данным Л. Митрани [11] и А. Гуревича [12], сложные интервалы недооцениваются по сравнению с более простыми.

Дж. Хартон [13] вообще считает, что определяющим фактором в восприятии времени является не характер заполнения интервала, а характер активности самого субъекта. Во всех случаях субъективное время течет тем быстрее, чем сложнее деятельность индивидуума.

Приведенные литературные данные свидетельствуют лишь об изменении субъективной оценки длительности отдельно взятых интервалов, но недостаточно отражают динамику изменения субъективной временной шкалы в зависимости от характера их заполнения. А между тем известно, что переоценка или не-

дооценка отдельных интервалов может вовсе не отражаться на размерности субъективной шкалы длительности, и последняя будет соответствовать физической (или, по крайней мере, будет с ней линейно связана).

Данная работа посвящена исследованию влияния характера заполнения временных интервалов на параметры субъективной временной шкалы, формирующейся при использовании методов оценки и отмеривания длительности.

Методика

Эксперимент состоял из 3 серий, в каждой из которых принимали участие 75 человек. Во всех сериях испытуемые шкалировали временные интервалы методами оценки и отмеривания длительности. Диапазон длительностей, предъявляемых в случайном порядке, лежал в пределах от 1 до 60 с. Серии отличались друг от друга характером заполнения интервалов. В первой серии интервалы задавались тональным звуком с частотой 1 кГц разной интенсивности (уровень звукового давления соответственно 30, 50, 70 и 90 дБ над порогом); во второй серии — звуками разной частоты (100, 400, 1600 и 6400 Гц) и одинаковой субъективной громкости; в третьей — световыми вспышками разной частоты (2, 4, 8 и 16 Гц).

Исходя из того, что взаимосвязь между субъективной и физической временными шкалами описывается степенной функцией [14], в каждой серии для каждого режима предъявления были вычислены величины экспонент (n) психофизических функций оценки и отмеривания временных интервалов во всем диапазоне предъявляемых длительностей. Кроме того, определялось среднее значение субъективной длительности (\bar{R}) каждого временного интервала и динамика субъективной оценки (отмеривания) каждого физического интервала в зависимости от изменения характера стимуляции. В этом случае субъективная оценка (отмериваемый интервал) определялась как линейная функция исследуемой переменной (интенсивность, частота): $R = k \cdot x + b$, где R — субъективная оценка (длительность отмеренного интервала); k — коэффициент пропорциональности; x — физическая переменная (интенсивность, частота); b — константа.

При всех значениях $k \neq 0$ величина субъективной оценки (отмеренного интервала) действительно будет зависеть от характера заполнения интервала: при $k = 0$, $R = \text{const}$, т. е. изменение параметров стимула не отражается на субъективной длительности.

Результаты опытов и их обсуждение

1. Зависимость субъективной шкалы длительности от интенсивности звукового стимула

Результаты первой серии представлены в табл. 1. Как вид-

но из приведенных данных, при методе оценки среднее значение субъективной длительности в большинстве случаев завышается, а при методе отмеривания, напротив, занижается по сравнению с физической.

Таблица 1

Влияние интенсивности звукового стимула на величину субъективной оценки и отмеривания длительности временных интервалов

Интервал, с	Оценка		Отмеривание	
	\bar{R} , с	$k \pm t \cdot \sigma_k$	\bar{R}' , с	$k' \pm t \cdot \sigma_k$
1	1,43	$0,008 \pm 0,001$	0,74	$-0,005 \pm 0,000$
3	3,35	$-0,001 \pm 0,003$	2,11	$0,003 \pm 0,001$
5	5,17	$0,001 \pm 0,002$	3,69	$-0,006 \pm 0,003$
7	7,01	0	5,45	$-0,004 \pm 0,002$
9	8,81	$0,008 \pm 0,002$	7,09	$0,010 \pm 0,000$
10	10,46	$0,013 \pm 0,010$	9,53	$-0,003 \pm 0,004$
15	15,25	$0,011 \pm 0,006$	14,43	$-0,004 \pm 0,009$
20	19,30	$0,008 \pm 0,013$	18,80	$-0,001 \pm 0,006$
30	30,60	$0,053 \pm 0,029$	31,04	$-0,055 \pm 0,006$
60	56,65	$0,054 \pm 0,029$	63,16	$0,055 \pm 0,014$

Громкость звука не оказывает существенного влияния на величину субъективной оценки (отмеривания) отдельных временных интервалов. Действительно, оценки различных интервалов меняются при усилении звука в различных направлениях. Но даже статистически достоверное изменение оценок (отмеренных длительностей), наблюдающееся в ряде случаев, столь мало, что вряд ли здесь уместно говорить о каком-либо выраженном влиянии громкости на величину субъективной длительности.

Однако следует заметить, что восприятие длинных интервалов (30 и 60 с) в большей степени зависит от интенсивности звука, чем восприятие коротких. При этом их оценка, а также отмеривание 60-секундного интервала позитивно связаны с громкостью, а отмеривание 30-секундного интервала становится тем короче, чем громче звук.

Изменение величины показателя степени функций субъективной оценки и отмеривания для всего диапазона длительностей при увеличении интенсивности звука представлено на рис. 1. Обращает на себя внимание тот факт, что при оценке величина показателя степени достоверно ниже единицы, а при отмеривании — выше, т. е. при «пассивном» восприятии времени субъективная временная шкала меньше физической, а при

«активном» — больше. Таким образом, активность субъекта непосредственно отражается на размерности субъективной шкалы длительности. Как показывает рис. 1, при увеличении интенсивности звука происходит хотя и статистически значимое, но весьма малое снижение величины экспоненты функции оценки (с 0,95 при 30 дБ до 0,90 при 90 дБ).

Противоположная тенденция наблюдается при отмеривании: с увеличением интенсивности звукового стимула показате-

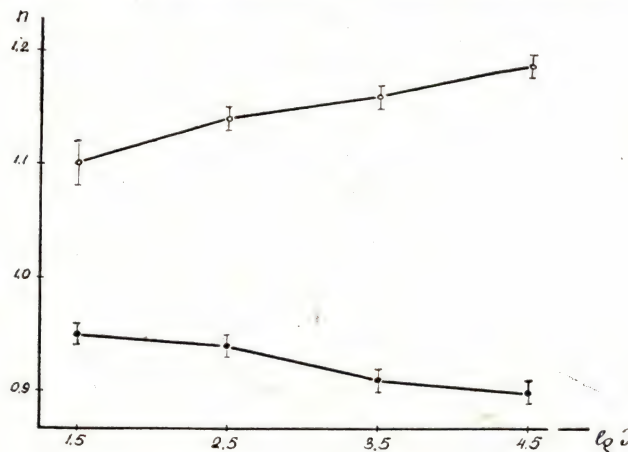


Рис. 1. Зависимость величины показателя степени функций субъективной оценки и отмеривания длительности от интенсивности звукового стимула: по оси абсцисс — логарифм интенсивности; ● — оценка, ○ — отмеривание длительности

тель степени возрастает, однако увеличение его также незначительно и не превышает 0,1.

Таким образом, из данной серии экспериментов можно сделать следующие выводы:

- 1) субъективная длительность при оценке для большинства интервалов завышается, а при отмеривании — занижается;
- 2) при увеличении интенсивности звука не происходит заметного изменения ни в оценке (отмеривании) отдельных интервалов (за исключением длинных), ни в размерности субъективной временной шкалы.

Таким образом, интенсивность звука, заполняющего интервал, не оказывает существенного влияния на восприятие временных параметров стимула.

2. Зависимость субъективной шкалы длительности от частоты звукового стимула

Результаты второй серии представлены в табл. 2. Из приведенных данных видно, что среднее значение оценок интерва-

лов во всех случаях завышается, а среднее значение отмеренных длительностей, наоборот, занижается (за исключением 30- и 60-секундных интервалов).

Характер заполнения интервалов вообще не оказывает никакого влияния на их восприятие: и высокие и низкие звуки одной длительности оцениваются (отмериваются) практически одинаково.

Таблица 2

Влияние частоты тонального звука на величину субъективной оценки и отмеривания длительности временных интервалов

Интервал, с	Оценка		Отмеривание	
	\bar{R} , с	$k \pm t \cdot \sigma_k$	\bar{R}' , с	$k' \pm t \cdot \sigma_{k'}$
1	1,52	0	0,84	0
3	3,87	0	2,32	0
5	6,20	$-0,0001 \pm 0,0001$	3,98	$-0,0001 \pm 0,0001$
7	8,47	$0,0001 \pm 0,0001$	5,73	$0,0001 \pm 0,0001$
9	10,54	$-0,0001 \pm 0,0001$	7,55	$-0,0001 \pm 0,0001$
10	11,22	$-0,0002 \pm 0,0001$	9,58	$-0,0002 \pm 0,0001$
15	16,89	$-0,0002 \pm 0,0002$	14,71	$-0,0002 \pm 0,0001$
20	20,74	$-0,0003 \pm 0,0001$	19,41	$-0,0003 \pm 0,0001$
30	33,48	$-0,0002 \pm 0,0001$	32,02	$-0,0002 \pm 0,0001$
60	62,69	$-0,0004 \pm 0,0002$	62,56	$-0,0004 \pm 0,0002$

Насколько существенно меняется размерность субъективной временной шкалы в зависимости от увеличения частоты звука можно судить по характеру изменения величины показателя степени функции субъективной оценки (отмеривания) во всем диапазоне длительностей (рис. 2).

Величина экспоненты функции оценки при любой частоте звука меньше единицы, а при отмеривании — больше, т.е. субъективная шкала оценки меньше, а шкала отмеривания — больше физической. При использовании любого метода шкалирования наблюдаются незначительные вариации величины экспоненты (0,04 в том и другом случае), не обнаруживающие определенной тенденции к снижению или повышению. Таким образом, субъективная шкала длительностей не зависит от частоты звука, заполняющего интервал.

3. Зависимость субъективной шкалы длительности от частоты световых вспышек

В табл. 3 представлены средние значения субъективной длительности (\bar{R}) при оценке и отмеривании интервалов, а также динамика их изменения (коэффициенты k и k' соответственно)

при увеличении частоты световых вспышек. При оценке интервалов обнаруживается четкая тенденция к ее завышению во всем диапазоне длительностей. При отмеривании не выражено

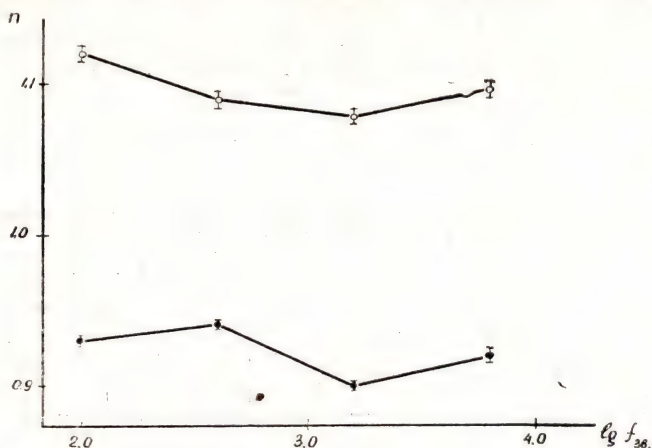


Рис. 2. Зависимость величины показателя степени функций субъективной оценки и отмеривания длительности от частоты тонального звука: по оси абсцисс — частота звука, остальные обозначения те же, что на рис. 1

определенной тенденции к изменению субъективной длительности: одни интервалы завышаются, другие — занижаются. Следует заметить, что оценка конкретного интервала в большей мере зависит от характера его заполнения, чем это имеет место

Таблица 3

Влияние частоты световых вспышек на величину субъективной оценки и отмеривания длительности временных интервалов

Интервал, с	Оценка		Отмеривание	
	\bar{R} , с	$k \pm t \cdot \sigma_k$	\bar{R}' и с	$k' \pm t \cdot \sigma_k$
1	1,68	$0,006 \pm 0,001$	0,92	$-0,011 \pm 0,002$
3	3,70	$-0,024 \pm 0,001$	2,65	$0,002 \pm 0,007$
5	5,66	$-0,050 \pm 0,013$	4,54	$0,011 \pm 0,022$
7	7,68	$-0,062 \pm 0,024$	6,33	$0,018 \pm 0,001$
9	9,78	$-0,086 \pm 0,011$	8,54	$-0,020 \pm 0,024$
10	11,48	$-0,101 \pm 0,059$	10,01	$0,021 \pm 0,007$
15	15,89	$-0,022 \pm 0,029$	15,10	$0,040 \pm 0,032$
20	20,60	$-0,080 \pm 0,029$	20,29	$0,006 \pm 0,048$
30	32,11	$-0,052 \pm 0,050$	28,69	$0,065 \pm 0,100$
60	62,38	$0,011 \pm 0,074$	55,77	$0,135 \pm 0,110$

в двух предыдущих сериях. Чаще всего оценка тем меньше, чем больше частота световых вспышек. Оценка же 60-секундного интервала не зависит от частоты вспышек.

Причина здесь, по-видимому, заключается в том, что в «звуковых» сериях интервалы заполнялись непрерывными стимулами, в последней же серии — дискретными, и эта дискретность обуславливает «навязывание» субъективного временного эта-

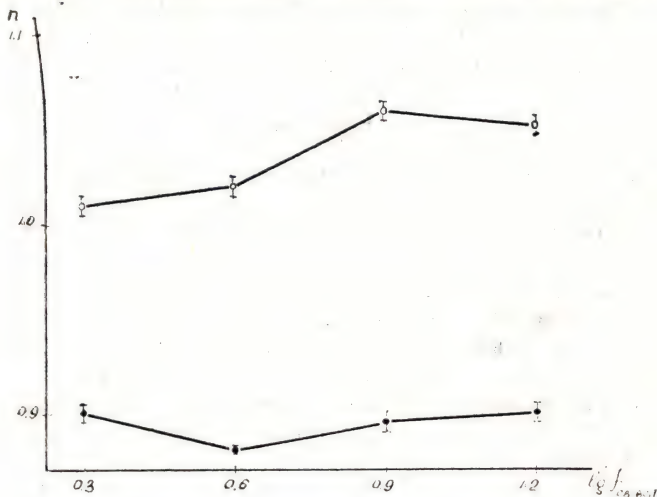


Рис. 3. Зависимость величины показателя степени функций субъективной оценки и отмеривания длительности от частоты световых вспышек: по оси абсцисс — логарифм частоты

лона. Понятно, что чем реже вспышки, тем легче они воспринимаются как счетное множество, которое может служить своеобразным ориентиром в оценке интервала. При увеличении частоты вспышек в интервале испытуемый вновь начинает пользоваться своим внутренним временным эталоном, который оказывается больше внешнего, «навязанного». Такие интервалы, заполненные вспышками высокой частоты, переоцениваются в меньшей степени, чем интервалы, заполненные вспышками низкой частоты. При оценке 60-секундного интервала такой картины не наблюдается, поскольку здесь, очевидно, испытуемый с самого начала использует свой внутренний временной эталон.

Влияние частоты световых вспышек на величину отмеренного интервала выражено в значительно меньшей степени, чем при оценке. По-видимому, это объясняется тем, что вспышки при этом методе воспринимаются испытуемым как внешний фон, от которого он достаточно легко может отвлечься, сосредоточив свое внимание на внутренних мерах времени (например, счет про себя).

Величина показателя степени субъективных функций оценки и отмеривания не испытывает значительных колебаний в зависимости от частоты световых вспышек (рис. 3). Вновь, как и в предыдущих сериях, следует отметить, что величина экспоненты функции оценки достоверно ниже единицы, а функции отмеривания — выше единицы. Но, несмотря на то что оценка (отмеривание) отдельных интервалов, как мы видели, может значительно изменяться в зависимости от частоты световых вспышек, субъективная временная шкала в целом остается стабильной и не зависит от характера заполнения.

Выводы

1. При разном характере заполнения оценка длительности интервалов, как правило, завышается, а длительность отмеренного интервала занижается по сравнению с заданной длительностью.

2. Величина субъективной оценки (отмеренного интервала) в целом не зависит или незначительно зависит от характера заполнения, за исключением длительностей, заполненных световыми вспышками.

3. Субъективная временная шкала не испытывает каких-либо существенных изменений при разном характере заполнения интервалов.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Чуприкова Н. И., Митина Л. М. Теоретические, методические и прикладные аспекты проблемы восприятия времени // *Вопр. психологии*. 1979. № 3. С. 16—24.
2. Goldstone S., Lhamon W. T., Sechzer J. Light intensity judged duration // *Bull. Psychonom. Soc.* 1978. Vol. 12, Nr 1. P. 83—84.
3. Фресс П. Восприятие и оценка времени // *Экспериментальная психология* / Под ред. П. Фресса, Ж. Пиаже. М., 1978. Вып. 6. С. 89—135.
4. Митина Л. М. Влияние интенсивности стимула на оценку и отмеривание временных интервалов разной длительности // *Вопр. психологии*. 1977. № 1. С. 64—73.
5. Sebel A. J., Wilsoncroft W. E. Auditory and visual differences in time perception // *Percept. a. Motor Skills* 1983. Vol. 57, Nr 1. P. 295—300.
6. Kowal K. H. Growth of apparent duration; Effect of melodic and non-melodic tonal variation // *Percept. a. Motor Skills*. 1981. Vol. 52, Nr 3. P. 803—817.
7. Элькин Д. Г. Восприятие времени. М., 1962.
8. Gomez L. M., Robertson L. C. The filled-duration illusion: The function of temporal and nontemporal set // *Percept. a. Psychophys.* 1979. Vol. 25, Nr 5. P. 432—438.
9. Polzella D. J., Da Polito F., Hinsman M. C. Cerebral asymmetry in time perception // *Percept. a. Psychophys.* 1977. Vol. 21, Nr 1. P. 187—192.
10. Schiffman H. R., Bobko D. J. Effect of stimulus complexity on the perception of brief temporal intervals // *J. exp. Psychol.* 1974. Vol. 103, Nr 1. P. 156—159.

11. Mitrani L., Gourevitch A., Sheker djüski S. Estimation of time interval elements // Acta physiol. et pharmacol. bulg. 1976 (1977). Vol. 2, Nr 4. P. 72—76.
12. Gourevitch A., Shekerdjüski S., Mitrani L. Estimation of time intervals in an array of intervals // Acta physiol. et pharmacol. bulg. 1976. Vol. 2, Nr 3. P. 29—35.
13. Harton J. J. The influence of the difficulty of activity on the estimation of time // J. exp. Psychol. 1938. Vol. 23, Nr 3. P. 270—287.
14. Сурнина О. Е., Лупандин В. И. Инвариантность субъективных шкал времени // Журн. высш. нерв. деят. 1989. Т. 39, вып. 5. С. 845—850.

УДК 612.821

И. А. БАРАБАНЩИКОВА
Магнитогорский врачебно-физкультурный диспансер

ИССЛЕДОВАНИЕ СУБЪЕКТИВНОЙ ОЦЕНКИ СКОРОСТИ ДВИЖЕНИЯ

Сенсорные системы являются не пассивными передатчиками, а активными преобразователями информации, и это преобразование осуществляется в полном соответствии с теми или иными потребностями организма в данный момент и при данных обстоятельствах [1]. Миллионы лет эволюционного развития закономерно должны были привести к формированию определенного соответствия между физическими параметрами окружающего мира и его сенсорно-перцептивной моделью [2], основанной на субъективном восприятии. Только на основе такого соответствия возможны адекватное поведение организма, его целенаправленная деятельность, наилучшая приспособленность к окружающей среде и в конечном счете способность к познанию и активному преобразованию мира [3].

Субъективное восприятие скорости движения объекта складывается как минимум из двух показателей, так как физическая скорость представляет собой отношение расстояния ко времени. Можно предполагать поэтому, что оценка времени и оценка расстояния являются составными частями более сложной оценки скорости движения.

В работах по исследованию субъективной оценки пространственных характеристик объектов обнаружено, что результирующие психофизические функции представляют собой степенную зависимость с экспонентой близкой к единице, но варьирующей (иногда в значительных пределах) в зависимости от условий эксперимента и метода шкалирования. Замечено, что большие расстояния недооцениваются, малые — переоцениваются [4—9]. Как отмечают некоторые исследователи, константность восприятия расстояния основывается на жизненном опыте субъекта: оценка удаленности знакомых предметов осуществляется точнее, чем незнакомых (на основании того, что величина известна); оценка значительно облегчается в присутствии разного рода

ориентиров, наличии обратной связи с экспериментатором и т. д. В работе [3] предполагается, что оценка пространственных параметров осуществляется не на одной шкале, а на нескольких шкалах разной размерности, причем переход с одной шкалы к другой осуществляется в соответствии с жизненным опытом субъекта.

Исследованию роли временных факторов в шкалировании посвящено достаточно большое число работ [напр., 10—14]. А. С. Дмитриев [15] считает, что базой, на которой формируется способность к оценке времени, являются ранее выработанные рефлексy на время, получившие адекватное отражение во второй сигнальной системе. Д. Г. Элькин [16] отмечает, что механизм тенденций отмеривания совпадает с временными параметрами ряда движений, среди которых упоминается средняя длительность шага и среднее время произнесения одного слова в речи. Восприятие времени, как и любой другой объективной реальности, не является зеркальным отражением. Чем более сложной оказывается окружающая действительность, тем более сложные психические процессы участвуют в формировании психического образа и более сложным и неоднозначным является течение субъективного времени. Субъективная оценка длительности временных интервалов с хорошим приближением описывается степенной функцией типа $R_T = k \cdot T^{0,8}$. Отмечается, что короткие временные интервалы переоцениваются, а длинные — недооцениваются [12, 14].

Что касается субъективной оценки скорости движения, то сведения по этому вопросу достаточно скудны. В то же время исследователи приводят вполне однозначные данные относительно того, что зависимость субъективной оценки от физической скорости может быть описана степенной функцией. Показатель степени варьирует в зависимости от способа оценки и условий эксперимента от 0,80 до 1,40 [10, 17, 18]. В работе [10] было обнаружено, что уменьшение диапазона скоростей ведет к повышению экспоненты. Автор другой статьи [19] считает, что предельная мышечная способность человека и животного (отношение времени передвижения к дистанции) описывается степенной функцией с экспонентой 1,1. Показано, что индивидуальные кривые также могут быть описаны степенными функциями, однако величина показателя степени варьирует в достаточно широких пределах.

В настоящей работе проведены исследования субъективных оценок скорости движения бегуна, велосипедиста и автомобиля; анализируется зависимость величины экспоненты от диапазона используемых скоростей, информативности стимульного ряда, от возраста и спортивной квалификации испытуемых. Сделана попытка математического описания функции субъективной оценки скорости движения, а также индивидуальной вариабельности психофизических функций у разных испытуемых.

Методика

Эксперимент проводился в два этапа. На первом этапе эксперимента приняли участие 105 испытуемых в возрасте от 10 до 57 лет, на втором — 50 человек от 22 до 53 лет (спортсмены различных секций, разной квалификации и просто случайные испытуемые, пожелавшие принять участие в эксперименте). Все испытуемые участвовали в психофизическом эксперименте впервые и только один раз. Эксперимент проводился на беговых дорожках стадиона и в легкоатлетическом манеже.

Перед началом опыта на первом этапе эксперимента участникам предлагалось ознакомиться с инструкцией: «Вам необходимо оценить скорость движения бегуна в метрах в секунду на 100-метровом отрезке (5 раз)». Инструкция предъявлялась в письменном виде; в случае возникновения вопросов экспериментатор давал необходимые разъяснения. В ходе эксперимента отрезок пути, на котором испытуемые оценивали скорость, был изменен таким образом, что 20 человек оценивали скорость на 10-метровом отрезке, 46 человек — на 20-метровом и 39 человек — на 100-метровом.

Перед началом второго этапа эксперимента участников инструктировали в устной форме: «Вам необходимо оценить скорость движения объекта (бегуна, велосипедиста, автомобиля) в метрах в секунду на 100-метровом отрезке (по 5 раз каждого)». Перед каждой серией второго этапа эксперимента предъявлялась и называлась средняя скорость объекта, которая служила точкой отсчета.

Задача бегуна, велосипедиста, автомобилиста — проходить каждый из 5 отрезков с разной скоростью, но равномерно (без ускорения) на протяжении всего пути. Чередование разных режимов скоростей было произвольным.

Наблюдатели (испытуемые) находились на расстоянии 3—5 м от беговой дорожки на первом этапе эксперимента и на расстоянии 15—20 м на втором этапе. Объекты двигались перпендикулярно зрительной оси.

Фактические скорости движения бегуна, велосипедиста и автомобилиста регистрировались по времени, затраченному на прохождение дистанции.

Результаты опытов

Кривые субъективной оценки скорости движения на первом этапе эксперимента представлены на рис. 1. При анализе графиков зависимости субъективной оценки скорости (R_v) от реальной физической скорости (V) в линейных координатах (рис. 1а) можно заметить, что диапазоны скоростей $2,8 \div 7,7$ и $6,4 \div 13,9$ м/с недооцениваются, а большие скорости ($15,0 \div 17,9$ м/с) — переоцениваются.

Из сравнения графиков в простых, полулогарифмических и двойных логарифмических координатах видно, что функция оценки скорости линейна только в последнем случае. Подтверждением этому является коэффициент линейной корреляции между соответствующими значениями физической скорости и ее

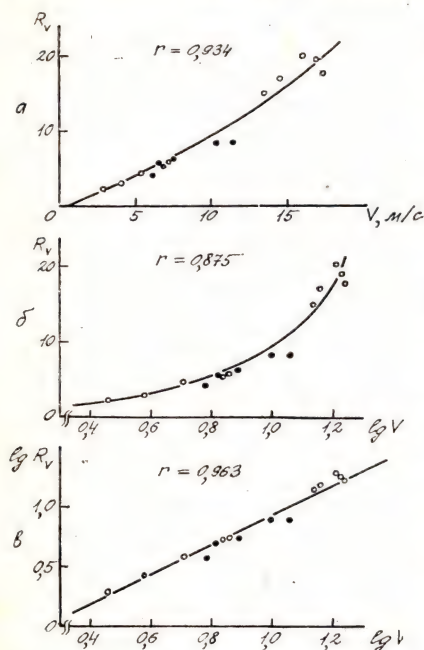


Рис. 1. Зависимость субъективной оценки скорости от ее физического значения: а — простые координаты, б — полулогарифмические, в — двойные логарифмические координаты; цифры над кривыми соответствуют величине коэффициента линейной корреляции

субъективной оценкой. В первом случае он равен 0,934, во втором — 0,875, а в логарифмических координатах — 0,963. Следовательно, психофизическая функция субъективной оценки скорости с наилучшим приближением описывается степенной зависимостью, т. е. подчиняется закону Стивенса. Усредненный показатель степени по всем испытуемым 1-й серии опытов равен 1,21, т. е. $R_v = k \cdot V^{1.2}$. Отклонение экспоненты психофизической функции от единицы в данном случае не является показателем занижения или завышения каждой отдельной скорости, а отражает нелинейность связи субъективной шкалы оценок с физической шкалой скорости.

Распределение индивидуальных экспонент психофизических функций иллюстрируют рис. 2 и 3. Основные параметры распределений — мода (M_0), медиана (M_d), коэффициент асимметрии (A_s), показатель эксцесса (Ex), значения критерия λ по Колмогорову и

вероятность согласия с нормальным распределением ($P(\lambda)$) для разных диапазонов скоростей — представлены в таблице.

По данным эксперимента можно заключить, что при увеличении абсолютного значения предъявляемых скоростей увеличивается статистический разброс, т. е. растет число ошибок при оценке скорости. По значениям критерия Колмогорова можно утверждать, что распределения индивидуальных показателей степени при оценке скорости бегуна и автомобиля достоверно отличаются от гауссовского. Возможно, причиной этого является трудность задачи для испытуемых. В жизни человеку чаще приходится оценивать скорость очень приблизительно «быстрее — медленнее», а не в метрах в секунду.

Таблица

Параметры распределений индивидуальных показателей степени функций субъективной оценки скорости

Диапазон скоростей, м/с	Параметр распределения							
	$n \pm t \cdot \sigma_v$	σ	Mo	Md	As	Ex	λ	$P(\lambda)$
<i>первый этап эксперимента</i>								
1,2 ÷ 7,8	1,30 ± 0,13	0,65	1,10	0,96	1,12	4,78	0,90	0,39
<i>второй этап эксперимента</i>								
2,8 ÷ 7,7	1,19 ± 0,08	0,27	1,10	1,15	-0,02	2,71	0,60	0,86
6,45 ÷ 13,9	1,00 ± 0,10	0,35	1,06	1,03	0,06	3,27	0,47	0,98
11,9 ÷ 17,9	1,36 ± 0,18	0,54	1,20	1,35	-0,17	2,79	0,79	0,54

Скорость движения велосипедиста оценивается более адекватно: об этом свидетельствует и критерий Колмогорова и среднее значение показателя степени равное единице. По-видимому, оценивая скорость движения объектов, испытуемые использовали несколько разную стратегию при оценке скорости велосипедиста, с одной стороны, и скорости автомобиля и бегуна — с другой.

Сравнивая результаты первого и второго этапов эксперимента, можно заметить, что значения моды, медианы и среднего арифметического близки друг к другу на втором этапе, для второго же этапа характерен и малый коэффициент асимметрии распределений. По-видимому, это следствие того, что вторая выборка более однородна по возрастному составу, так как во второй части эксперимента не участвовали дети и подростки. К тому же участники второго этапа тестировались все одновременно, т. е. были поставлены в более одинаковые условия.

Исследуя график распределения экспонент на первом этапе эксперимента (рис. 2, табл.), можно сделать вывод, что данная выборка неоднородна, так как распределение достоверно отличается от нормального, график асимметричен, имеет 2 пика. Первый пик соответствует $n=1$, что свидетельствует о совпадении шкалы оценок с реальной физической шкалой скорости.

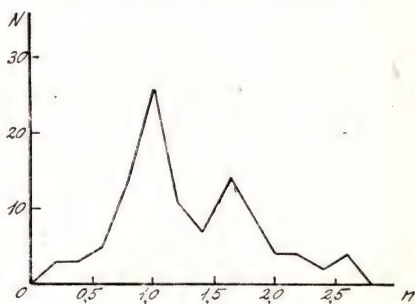


Рис. 2. График распределения экспонент индивидуальных психофизических функций субъективной оценки скорости (первый этап эксперимента)

Второй пик соответствует $n=1,6$, т.е. скорость оценивается этими испытуемыми неадекватно. В процентном отношении первый пик составили 68 % испытуемых, второй — 32 %.

Результаты анализа гистограмм распределений индивидуальных показателей степени на втором этапе эксперимента (рис. 3,

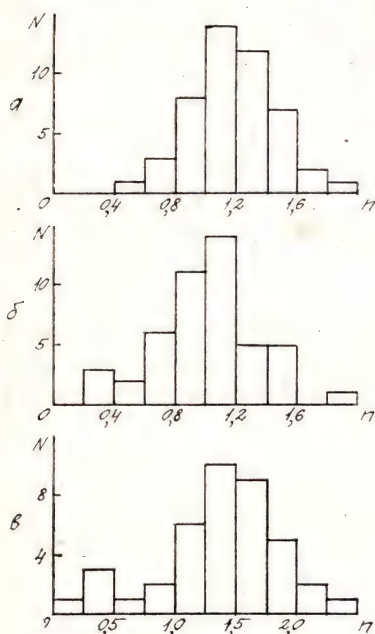


Рис. 3. Гистограммы распределений экспонент субъективных оценок скорости (второй этап эксперимента): а — бегун, б — велосипедист, в — автомобиль

табл.) показали, что наиболее точные субъективные шкалы ($n=0,8 \div 1,2$) наблюдаются в 46 % при оценке скорости бегуна, в 53 при оценке скорости велосипедиста и только в 27 % при оценке скорости автомобиля. Из этого следует, что скорость велосипедиста оценивается наиболее адекватно. В данной выборке не замечено существенной связи величины показателей степени функции оценки скорости ни с возрастом испытуемых, ни с уровнем их спортивной квалификации.

Обсуждение результатов

В работе было показано, что разброс индивидуальных показателей степени функций субъективной оценки скорости весьма велик: от 0,2 до 2,6. Такого разброса не отмечено ни для одной из исследованных ранее сенсорных модальностей (см.: [3]). Как отмечалось выше, возможно, что это — следствие трудности задачи для испытуемых, а также

использование различной стратегии при субъективной оценке скорости.

Из работ по оценке пространственных параметров (расстояния, размера изображения) известно, что величина экспоненты степенной функции близка к единице [4—9]. В работах же по субъективной оценке длительности временных интервалов установлено, что показатель степени соответствует $0,8 \div 0,9$ [10, 14]. Другими словами, $\log R_s = \log S$ и $\log R_t = 0,8 \log T$. Таким образом, можно предположить, что $\log R_v = (\log S / 0,8 \log T) = 1,25 (\log S / \log T)$. Усредненное значение экспоненты (1,2), полученное в наших экспериментах, достаточно хорошо согласуется с этим значением.

Исследованиями кафедры физиологии человека и животных Уральского университета установлено существование у людей

внутреннего эталона времени, который для коротких длительностей равен приблизительно 0,5 с. Из того, что во многих случаях, оценивая скорость, человек занижает реальную скорость движения объекта, можно предположить, что у каждого субъекта существует внутренний эталон скорости, который можно вычислить как отношение реальной скорости к ее субъективной оценке: $E = V/R_v$. По нашим данным, $E = 1,20$. Возможно, не случайно это значение ($1,2 \text{ м/с} = 4,3 \text{ км/час}$) совпадает со средней скоростью ходьбы человека. Вероятно, так же, как и субъективный эталон времени, эталон скорости вырабатывается на основе двигательной активности индивидуума.

Более сложным представляется вопрос о влиянии на показатель степени факторов организации эксперимента. В большинстве случаев причины, обуславливающие те или иные изменения экспоненты, являются психологическими. Анализ же психологических механизмов, ввиду их многообразия и комплексности действия, весьма затруднителен. В связи с этим мы можем пока говорить лишь о вероятных механизмах влияния тех или иных факторов. Однако, как нам кажется, можно выделить один общий принцип, основываясь на котором, можно понять динамику изменений экспоненты: использование дополнительной информации ведет к уменьшению показателя степени, и наоборот, наличие некоторой неопределенности или, другими словами, недостаток информации ведет к его увеличению [20]. Рассмотрим в свете этого принципа полученные нами результаты.

Анализ полученных данных показывает, что большинство испытуемых (45,8 и 53,2 %) более адекватно оценивали диапазон скоростей от 2,8 до 13,9 м/с (показатель степени при этом варьирует в пределах $0,8 \div 1,2$). По-видимому, данный диапазон скоростей более информативен для испытуемых, он чаще используется ими на практике, поэтому и оценивается точнее.

При оценке скорости автомобиля ($11,9 \div 17,9 \text{ м/с}$) 45 % испытуемых обнаружили величину показателя степени от 1,41 до 3,0. В данном случае к увеличению экспоненты привел, возможно, недостаток информации, т. к. данный диапазон скоростей более редко используется на практике.

Если для второго этапа эксперимента провести градации не по диапазонам скоростей, а по времени, затраченному на прохождение дистанции, то получим: для бегуна $13,0 \div 33,3 \text{ с}$, для велосипедиста — $7,2 \div 17,2 \text{ с}$ и для автомобиля — $5,6 \div 8,4 \text{ с}$. Естественно, что ориентироваться в правильной оценке скорости автомобиля было труднее, хотя бы ввиду дефицита времени.

Известно, что с увеличением плотности стимульного ряда в фиксированном диапазоне величина экспоненты степенной функции достоверно увеличивается [21]. Так, если рассматривать диапазоны скоростей второго этапа эксперимента: $2,8 \div 7,7$, $6,4 \div 13,9$ и $11,9 \div 17,9 \text{ м/с}$, то с увеличением скорости можно заметить «уплотнение» стимульного ряда ($7,7 : 2,8 > 13,9 : 6,4 >$

$> 17,9:11,9$). Возможно, переоценка скорости автомобиля происходила и по этой причине.

Суммируя все сказанное, можно заключить, что шкалирование скорости подчиняется степенному закону Стивенса; с увеличением же скорости движения объекта увеличивается число неадекватных оценок.

Выводы

1. Оптимальной формой зависимости между реальной скоростью движения объекта и ее субъективной оценкой является степенная функция с показателем $\sim 1,2$.

2. Разброс индивидуальных показателей степени при оценке скорости чрезвычайно велик, что указывает на сложность этой задачи для испытуемых.

3. Распределения индивидуальных показателей степени чаще всего отличаются от нормального, что указывает на использование разной стратегии шкалирования скорости у разных испытуемых.

4. Предполагается, что диапазон скоростей от 2,8 до 13,9 м/с, оцениваемый наиболее адекватно, является наиболее информативным для человека.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Забродин Ю. М. Некоторые методологические и теоретические проблемы развития психофизики // Психофизика дискретных и непрерывных задач. М., 1985. С. 3—27.
2. Глезер В. Д. Зрение и мышление. Л., 1985.
3. Лупандин В. И. Психофизическое шкалирование. Свердловск, 1989.
4. Baird J. C., Biersdorf W. K. Quantitative functions for size and distance judgments // Percept. a. Psychophys. 1967. Vol. 2. P. 161—166.
5. Stanley G. Magnitude estimations of distance based on objectsize // Percept. a. Psychophys. 1967. Vol. 2(7). P. 287—288.
6. Künnapas T. Scales for subjective distance // Scand. J. Psychol. 1960. Vol. 1, Nr 4. P. 187—192.
7. Gibson E. J., Bergman R. The effect of training on absolute estimation of distance over the ground // J. exp. Psychol. 1954. Vol. 48. P. 473—482.
8. Purdy J., Gibson E. Distance judgments by the method of fractionation // J. exp. Psychol. 1955. Vol. 50. P. 374—380.
9. Gibson E., Bergman R., Purdy J. The effect of prior training with a scale of distance on absolute and relative judgments of distance over ground // J. exp. Psychol. 1955. Vol. 50. P. 97—105.
10. Rachlin H. C. Scaling subjective velocity, distance, and duration // Percept. a. Psychophys. 1966. Vol. 1. P. 77—82.
11. Чуприкова Н. И., Митина Л. М. Теоретические, методические, прикладные аспекты проблемы восприятия времени // Вопр. психологии. 1979. № 3. С. 16—23.
12. Пасынкова А. В., Шпатенко Ю. А. О механизме субъективного отражения времени // Вопросы кибернетики / Под ред. Ю. М. Забродина. Вып. 66. М., 1980. С. 93—102.

13. Фресс П. Восприятие и оценка времени // Экспериментальная психология / Под ред. П. Фресса, Ж. Пиаже. Вып. 6. М., 1978. С. 88—135.
14. Волкова С. Ю. Влияние уровня тревожности на восприятие и оценку времени // Вопросы сенсорного восприятия. Свердловск, 1987. С. 140—145.
15. Дмитриев А. С. Ориентировка человека во времени // Успехи физиол. наук. 1980. Т. 11, № 4. С. 47—67.
16. Элькин Д. Г. Восприятие времени. М., 1962.
17. Semb G. Scaling automobile speed // Percept. a. Psychophys. 1969. Vol. 5(2). P. 97—101.
18. Clark B., Stewart J. P. The power law for the perception of rotation by airline pilots // Perception a. Psychophys. 1972. Vol. 11(69). P. 433—436.
19. Harris A. H. Time-distance records and the power function // Percept. a. Psychophys. 1972. Vol. 12(3). P. 289—290.
20. Даниленко И. А. Экспериментальное исследование и анализ изменений величины экспоненты степенного закона Стивенса // Вопросы сенсорного восприятия. Свердловск, 1982. С. 43—54.
21. Терешина Л. А. Зависимость субъективной оценки сенсорного стимула от плотности стимульного ряда // Там же. С. 26—32.

УДК 612.821.2

А. Н. ЛЕБЕДЕВ
Институт психологии АН СССР
И. Ю. МЫШКИН
Ярославский университет
В. К. ОШЕ
ВНИИ технической эстетики (Москва)

ВЛИЯНИЕ ОБЪЕМА КРАТКОВРЕМЕННОЙ ПАМЯТИ НА ТОЧНОСТЬ СУБЪЕКТИВНЫХ ОЦЕНОК ФИЗИЧЕСКИХ ПРИЗНАКОВ СИГНАЛА

Кратковременная, или оперативная, память обеспечивает реализацию множества психических процессов. Ее объем можно рассчитать, зная способ кодирования информации в памяти. Сейчас большое значение придается нейронам-детекторам и командным нейронам. Предполагается, что коды памяти представлены структурными узорами на мембранах таких нейронов в виде синаптических наборов с разной проводимостью [1]. Мы предполагаем, что структурные единицы памяти это отдельные клеточные ансамбли, лишь отчасти состоящие из детекторов и командных нейронов. Клеточные ансамбли способны к циклически повторяющемуся возбуждению. Для этого предположения есть веские экспериментальные основания [2—5]. Группы импульсов, порождаемые ансамблями в пределах одного цикла, служат простейшими кодовыми единицами. Их число (N) и разнообразие (по количеству импульсов) ограничены.

В работах [3—5] приводятся основания для вывода ряда формул, описывающих пределы долговременной (C) и кратковременной (H) памяти человека, вероятности (p) мгновенного опознания сигналов и длительности (t) переменной задержки восприятия в зависимости от размера (M) субъективного алфавита тех сигналов, которые актуализированы памятью в процессе восприятия, от числа ($K \leq N$) одновременно восприни-

маемых сигналов и, наконец, от значения электрофизиологических параметров: частоты наиболее ярко выраженного ритма в электроэнцефалограмме человека $\alpha = 10$ Гц и относительной рефрактерности (состояния пониженной возбудимости) центральных нейронов порядка $\rho = 0,01$ с. Приведем формулы, которые мы собираемся использовать в настоящей работе:

$$N \leq 1/\alpha\rho, \quad (1)$$

$$C \leq N^N, \quad (2)$$

$$M^N = C, \quad (3)$$

$$p = (1 - \alpha\rho) / KM, \quad (4)$$

$$t = K(1 - p^k)(1 - p)^k / (K + 1)\alpha^2\rho. \quad (5)$$

О точности субъективных оценок каких-либо физических признаков сигналов судят по их отклонению от истинного значения признака, например, протяженности линии (абсолютная погрешность), по степени варибельности самих оценок вокруг среднего значения (мерой служит стандартное отклонение), либо, наконец, по величине показателя степени в основном психофизическом законе (чем меньше показатель, тем оценки точнее) или по значению дифференциальных порогов (чем меньше порог, тем выше различимость). Начнем с закона Стивенса.

Если опустить коэффициенты и константы, то степенной закон Стивенса можно выразить, в частности, формулой

$$(\psi_{\max}) / (\psi_{\min}) = (I_{\max}) / (I_{\min})^\gamma, \quad (6)$$

где индексы \max и \min обозначают соответственно нижний и верхний пороги ощущений (ψ), вызываемых сигналами соответствующей интенсивности (I). Интересно, что зависимость переменной задержки восприятия от интенсивности подчиняется гиперболическому уравнению [6, с. 44] с показателем степени для аргумента равным показателю степени основного психофизического закона, по крайней мере, для зрительных и слуховых стимулов (цит. по [6, с. 124]). В этих случаях можно записать

$$(t_{\max}) / (t_{\min}) = (I_{\max}) / (I_{\min})^\gamma. \quad (7)$$

Отсюда

$$\gamma = \frac{\lg(t_{\max}/t_{\min})}{\lg(I_{\max}/I_{\min})}. \quad (8)$$

Легко предположить, что диапазон адекватно воспринимаемых интенсивностей, т. е. в пределах между нижним и верхним порогами, не превышает диапазона всевозможных нейронных кодов таких интенсивностей. Максимальное число кодов (так сказать, на все случаи жизни) задано формулой (2). Следовательно, $I_{\max} / I_{\min} \leq C$. В частности, при $N = 1/\alpha\rho$, где $\alpha = 10$ Гц, $\rho = 0,01$ с, диапазон адекватно воспринимаемых интенсивностей оказывается меньше, чем 100 дБ, и это не противоречит действительности.

Формула (5) указывает на максимальный диапазон всевозможных задержек восприятия, в частности обусловленных физической интенсивностью (одно из следствий этой формулы успешно проверено в работе [7]). Следовательно, можно рассчитать отношение t_{\max}/t_{\min} . Максимальное значение задержки при $K \gg 1$ и $M \gg 1$ устремляется к одной секунде $t_{\max} = 1/\alpha^2\rho$, а минимальное $t_{\min} = \rho/2$ при $K = 1$ и $M = 1$ — к пяти миллисекундам. Отсюда

$$t_{\max}/t_{\min} = 2/\alpha^2\rho^2 = 2N^2. \quad (9)$$

Подставляя найденное выражение в формулу (8), приходим к уравнению, выражающему зависимость показателя степени в законе Стивенса от разнообразия нейронных кодов

$$\gamma = \frac{\log 2 + 2 \log N}{N \cdot \log N}. \quad (10)$$

О параметре N этого разнообразия можно судить по объему N кратковременной памяти для одного и того же человека. Для этого должен быть известен алфавит из числа M актуализированных образов памяти. Мы предполагаем, что если A — размер объективно заданного алфавита сигналов, известных испытуемому, то вероятное значение размера M субъективного алфавита (иначе — объема внимания) лежит в пределах диапазона $A \leq M \leq AN$ и зависит от опыта испытуемого, его мотивов, определяя наряду с электрофизиологическим параметром N объем N кратковременной памяти:

$$N = N \log N / \log M. \quad (11)$$

Эта формула следует из решения уравнений (2) и (3). Разделив числитель и знаменатель правой части уравнения (10) на выражение $\log M$, получаем простую формулу для расчета показателя степени в законе Стивенса с учетом равенства (11): $\gamma = C_1/N$, где C_1 — константа при условии постоянства размера M субъективного алфавита. Однако вероятность q такого постоянства для разных выборок в общем неодинакова. При низком значении параметра q различия людей по объему кратковременной памяти объясняются в основном различным уровнем их внимания, опыта, а не особенностями электрофизиологических параметров обработки информации α и ρ . При высоком все наоборот. Это наше предположение выражается формулой для расчета индивидуальных значений показателя степени (γ_i) в зависимости от индивидуальных значений объема кратковременной памяти (N_i):

$$\gamma_i = C_1 / (qN_i + (1 - q)N_{\text{ср}}), \quad (12)$$

где $N_{\text{ср}}$ — среднее значение объема кратковременной памяти для выборки испытуемых.

Формулу (11) мы использовали для расчета погрешности зрительной интерполяции. Абсолютная погрешность измеряется

модулем разности между истинной позицией тестового штриха на линии и ее оценкой в миллиметрах. Обозначим ее символом L_{\min} . Субъективный алфавит различных по длине отрезков размером M_0 равен отношению $M_0 = L_{\max} / L_{\min}$, где L_{\max} — константа.

Объем H_0 кратковременной памяти на отрезки, составленные из указанного алфавита, связан с объемом кратковременной памяти H на десятичные цифры соотношением

$$H_0 \log M_0 = H \log M \quad (13)$$

справедливым из-за постоянства числителя в формуле (11) для одного и того же человека.

Постоянство объясняется устойчивостью индивидуальных электрофизиологических параметров α и ρ , входящих в формулы (1) и (2). Об индивидуальном постоянстве частоты альфаритма, его генетической обусловленности вообще известно. Постоянство же второго параметра, относительной рефрактерности, для одного и того же человека гипотетично. Вопрос нуждается в дальнейшем анализе.

Путем простых преобразований предыдущих формул приходим к равенству

$$L_{\min} = L_{\max} \exp(-H(\ln M)/H_0). \quad (14)$$

Используя вновь введенную константу $C_0 = -(\ln M)/H_0$, получаем уравнение, пригодное для экспериментальной проверки:

$$L_{\min} = L_{\max} \exp(C_0 H), \quad (15)$$

в котором параметры L_{\max} и C_0 рассчитываются по опытным данным.

Методика

Звуковые сигналы — тоны с частотой 1000 Гц — имели интенсивность от $S = 35$ до $S_{\max} = 64$ дБ относительно порога. Всего 8 градаций интенсивности, которые предъявлялись в случайном порядке. На каждую интенсивность приходилось по 10 замеров в одном опыте. Испытуемого предварительно познакомили с максимальной интенсивностью, предлагая оценивать ее 100 баллами. Отсутствие звука — нуль баллов, едва слышимый звук — 1 балл. Из 80 замеров в опыте выделяли одну наименьшую (ψ_{\min}) и одну наибольшую (ψ_{\max}) оценки. Для каждой градации (S) интенсивности вычисляли среднее значение (ψ) ее оценки по 10 замерам.

Объем кратковременной памяти на десятичные цифры измеряли, используя программу для компьютера «Электроника ДЗ-28» [8]. Длина тестовой строки из случайно подобранных цифр сокращалась после ошибочного ответа и увеличивалась после правильного на одну цифру. Испытуемый воспроизводил

строку после ее двухсекундной экспозиции, пользуясь клавишами машины.

Абсолютную погрешность зрительной интерполяции и стандартное отклонение от ее среднего значения измеряли, предлагая испытуемым определять на глаз с расстояния 400 мм позицию вертикального штриха с точностью до 1 мм на горизонтальной линии длиной 100 мм в той ее части, которая размещалась слева в диапазоне от 20 до 40 мм. Штрихи предъявлялись по одному в случайных позициях, распределенных равномерно.

Объем кратковременной памяти измеряли, предъявляя испытуемому девятизначные строки из случайных десятичных цифр. Длина строки не изменялась. Время экспозиции строки 2 с.

Всего в опытах участвовали 153 человека мужчин и женщин в возрасте 17—35 лет. Опыты выполнены И. Ю. Мышкиным и В. К. Оше.

Результаты

В табл. 1 приводятся опытные данные по оценке показателя степени и результаты расчета. Среднее значение субъективной оценки громкости ψ для каждой градации интенсивности S звука нормировалось по формуле

$$\psi_0 = M_0(\psi - \psi_{\min})/(\psi_{\max} - \psi_{\min}), \quad (16)$$

где $M_0 = 100$ — заданный диапазон оценок, $\psi_{\min} < \psi < \psi_{\max}$. При таком условии уравнение регрессии

$$\lg \psi = a + \gamma S/10, \quad (17)$$

используемое для расчета показателя γ , трансформируется по Мышкину [11] при $S_{\min} = 0$ и $\psi(S_{\min}) = 1$ в равенство

$$\gamma = (10 \lg \psi_0)/S, \quad (18)$$

где S — интенсивность, дБ. Значение показателя степени γ , вычисленное по формуле (18) для каждой градации интенсивности S и усредненное затем по всем градациям для одного человека, сопоставлялось с индивидуальным значением объема кратковременной памяти.

В табл. 2 ошибки зрительной интерполяции сопоставлены с теоретическими расчетами. Расхождение, как и в табл. 1, невелико. Возможно, найденная закономерность справедлива для разных модальностей сигналов. Объем памяти и точность субъективных оценок взаимосвязаны.

Обсуждение

Диапазон субъективных оценок интенсивности ограничен подобно тому, как ограничен объем кратковременной памяти. Согласно опытным данным и по расчету И. А. Рыбина [9]

Таблица 1

Зависимость показателя степени в психофизическом законе Стивенса от объема кратковременной памяти

Объем, N_i число цифр	Показатель степень, γ_i			Число испытуемых	Параметр. q
	расчет*	опыт			
		x	σ		
4,38	0,495	0,481	0,023	5	0,9
4,68	0,463	0,456	0,031	7	»
5,02	0,432	0,439	0,042	7	»
5,51	0,396	0,406	0,032	6	»
$N_{ср.}=5,13$	—	—	—	25	»
4,49	0,411	0,407	0,023	7	0,1
5,05	0,403	0,409	0,021	10	»
5,80	0,401	0,402	0,020	8	»
6,47	0,396	0,400	0,015	5	»
$N_{ср.}=5,36$	—	—	—	30	»

* Расчет $\gamma_i = 2,17 / (qN_i + (1-q)N_{ср.})$, x —среднее значение, σ —стандартное отклонение

Таблица 2

Зависимость погрешности зрительной интерполяции от объема кратковременной памяти на десятичные цифры

Объем, N число цифр	Погрешность интерполяции, мм				Число испытываемых
	абсолютная, L ₁		стандарт. откл., L ₂		
	опыт	расчет*	опыт	расчет*	
4,9	2,9	2,8	3,4	3,4	11
5,8	2,1	2,2	2,6	2,7	41
6,5	1,8	1,9	2,3	2,3	21
7,2	1,6	1,6	1,9	2,0	18
8,1	1,3	1,3	1,6	1,6	7

* Расчет: $L_1 = 9,00 \exp(-0,24 N)$, $L_2 = 10,42 \exp(-0,23 N)$.

диапазон оценок не превышает двух десятичных порядков, что совпадает с нашим расчетом по формуле (9) из нейрофизиологических предположений. По Рыбину, при равенстве ощущений ψ , вычисленных по Фехнеру и по Стивенсу,

$$\psi = a \ln I = I^\gamma, \quad (19)$$

где I —интенсивность, физическая переменная, a и γ —параметры, имеет место равенство (в наших обозначениях):

$$\psi = (a/\gamma) \ln \psi. \quad (20)$$

Так, по формуле (20) при известных для яркости параметрах $\alpha = 12,5$ и $\gamma = 0,3$ диапазон ощущений равен 226 единицам, для остальных модальностей он меньше [9, с. 11]. Вероятно, разнообразие нейронных кодов, вычисляемое по формуле (1), меньше своего максимального значения (для таких модальностей). Отношение максимально возможного числа импульсов (f_{\max}) к минимально возможному (f_{\min}) за один цикл нейронной активности, а следовательно, и значение параметра N реципрокно связаны с величиной показателя степени в законе Стивенса. Та же причина может объяснить более высокие значения этого показателя по краям диапазона интенсивностей для сигналов одной и той же модальности, что было обнаружено в работе В. И. Лупандина и А. Н. Сергеевой [10]. Причиной малого разнообразия кодовых элементов для слабоинтенсивных сигналов служит относительно высокий уровень нейронного шума (f_{\min}), а для высокоинтенсивных сигналов — несокращаемость относительной рефрактерности, начиная с ее критического уровня $\rho = 0,01$ с. Это наше предположение заслуживает независимой проверки в нейрофизиологических опытах.

Заключение

Показатель степени в психофизическом законе Стивенса и величина погрешности зрительной интерполяции тем меньше, чем больше объем кратковременной памяти испытуемого. Формулы для расчета этой зависимости выведены из предположения о кодировании воспринимаемой информации циклически повторяющимися группами нейронных разрядов. Параметры таких кодов — частота доминирующего альфа-ритма в электроэнцефалограмме человека и относительная рефрактерность — индивидуально значимые величины, определяющие объем памяти и точность субъективных оценок.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Соколов Е. Н. Нейронные механизмы памяти и обучения. М., 1981.
2. Войно-Ясенецкий А. В. Первичные ритмы возбуждения в онтогенезе. Л., 1974.
3. Забродин Ю. М., Лебедев А. Н. Психофизиология и психофизика. М., 1977.
4. Лебедев А. Н., Луцкий В. А., Мышкин И. Ю. Теоретический и экспериментальный анализ свойств центральных нейронов, необходимых для образования специфических межнейронных связей // Электрофизиологические и условно-рефлекторные аспекты корково-подкорковых взаимоотношений: Материалы конф. каф. нормальной физиологии Ун-та дружбы народов им. Патриса Лумумбы. М., 1971. С. 40—42.
5. Нейрофизиологические детерминанты процессов переработки информации человеком / Ред. А. Н. Лебедев, А. В. Пасынкова. М., 1987.
6. Коссов Б. Б. Проблемы психологии восприятия. М., 1971.

7. Сурнина О. Е. Исследование времени простой двигательной реакции на звуковые стимулы разной интенсивности // Вопросы сенсорного восприятия. Свердловск, 1987. С. 122—134.

8. Мышкин И. Ю., Лебедев А. Н., Майоров В. В. Психофизиологические методы изучения состояний: Учеб. пособие. Ярославль, 1988.

9. Рыбин И. А. К теории сенсорного восприятия // Вопросы сенсорного восприятия. Свердловск, 1987. С. 3—23.

10. Лупандин В. И., Сергеева А. Н. Исследование величины экспоненты функции Стивенса в различных диапазонах интенсивности сенсорного стимула // Вопросы сенсорного восприятия. Свердловск, 1982. С. 33—42.

11. Мышкин И. Ю. Системный подход к проблеме основного психофизического закона // Психол. журн. 1988. Т. 9, № 6. С. 83—91.

УДК 612.821

А. А. ГАЗЕЕВ
Казанский институт повышения квалификации кадров

ОСОБЕННОСТИ СЕНСОРНОГО ПРОСТРАНСТВА ПРИ РАЗЛИЧНЫХ УРОВНЯХ ПСИХИЧЕСКОЙ АДАПТАЦИИ ИНДИВИДА

Согласно Ю. М. Забродину [1] сенсорно-перцептивное пространство — это множество всевозможных психических образов, которые являются адекватным отражением реальных внешних воздействий. Как вытекает из этого определения, функция анализаторов неразрывно связана с высшей нервной деятельностью. Такая тесная связь в наибольшей мере проявляется у человека, ибо по сравнению с животными у него приобретенное доминирует над наследственным. Это обеспечивает адекватность адаптации к внешней среде. Лучше решаются задачи противоположного характера. С одной стороны, появилась возможность охватывать все большее количество информации. С другой — отражать более тонкие особенности этой информации.

Первая задача решается путем расчленения внешнего воздействия (раздражителей) на дробные элементы, а вторая — путем интегрирования (дробных) раздражителей. Первая задача решается на уровне ощущения, а вторая — на уровне восприятия.

Нетрудно представить, что взаимосвязь анализаторов и высшей нервной деятельности установилась в ходе эволюционного развития живого. Она должна найти отражение и в онтогенезе, ибо последняя в определенной мере является кратким повторением филогенеза. Поэтому мы предполагаем, что у человека, имеющего некоторый жизненный опыт, устанавливается неразрывное единство ощущения и восприятия. Это свидетельствует о том, что вряд ли можно изучать ощущение нормально взрослого человека, отвлекаясь от восприятия. «Погрешности» субъективных шкал ощущения объясняются скорее всего особенностями восприятия. Это вытекает из того, что любое свойство предмета или явления (раздражитель для ощущения), за-

фиксированное в памяти, будет связано с человеческим опытом. Это приходится учитывать при организации эксперимента.

Во-вторых, мы вправе ожидать, что шкалы ощущения (восприятия) будут отражать не только жизненный опыт, но и его количественные параметры, например, частоту восприятия тех или иных внешних сигналов. Поэтому кривые шкалирования будут отражать влияние опыта на восприятие сигнала. В-третьих, наиболее часто встречаемым сигналам будет соответствовать более насыщенное, но и более уплотненное сенсорное пространство. Данное предположение исходит из эволюционного развития психики по восприятию информации в направлении «вширь и вглубь». В-четвертых, поскольку эволюция носила перспективный характер, то успешная адаптация будет характеризоваться более выраженной (подвижной) дифференциацией и интеграцией сенсорного пространства.

Для проверки данных гипотез мы осуществили шкалирование громкости звука. В качестве испытуемых были 27 учащихся ПТУ — линотиписток. Звуковые сигналы прямоугольной формы (частотой 1000 Гц, длительностью 100 мс) предъявлялись через наушники громкостями 40, 60, 80, 100, 120 дБ от нулевого порога 20 мПа в случайном порядке так, чтобы каждая громкость встречалась по 6 раз. Для предъявления звуковых сигналов служил нейрхронометр. Эксперимент по шкалированию проводился методом кроссмодального шкалирования: кроме слуховых анализаторов участвовал еще какой-то анализатор. В нашем примере, услышав эти сигналы, испытуемый через секунду осуществлял нажим указательным пальцем на пульт испытуемого, который был снабжен тензодатчиками. Усилие нажима должно соответствовать громкости звука [2], т. е. испытуемые выражали свое ощущение громкости не вербально, а через кинестетическое ощущение.

В I серии эксперимента, как уже сказано, звуковые сигналы подавались в случайной последовательности по 6 раз. В обработку шли по 5 последующих сигналов. II серия повторила I серию эксперимента.

В III серии шкалирование проводилось с опорой на эталонный звук. За таковой принимался сигнал с интенсивностью 80 дБ. Его громкости заранее приписывалось 10 баллов. Эталонный звук предъявлялся перед каждым предъявлением других интенсивностей (громкостей).

При обработке результатов эксперимента мы учли успешность адаптации учащихся к учебно-производственной деятельности. Мы выявили 4 уровня адаптации учащихся по методике Л. Г. Егоровой [3]. Очень высокий уровень адаптации показали 6 учащихся, высокий — 10. В дальнейшем мы объединили их в одну группу учащихся, названную группой с высокой адаптацией. 8 учащихся показали средний уровень адаптации, 3 — низкий. Их объединили во вторую группу с низкой адаптацией.

Как видно из табл. 1 при первичном шкалировании (I серия), учащиеся обеих групп имеют одинаковый диапазон сенсорного пространства. Как известно, характеристикой размерности сенсорного пространства является показатель степени, поскольку шкала громкости описывается степенной функцией С. Стивен-

Таблица 1

Шкалы ощущения громкости звука, выраженные через усилие нажима, у учащихся с высокой и низкой адаптацией

Серия шкалирования	Группа учащихся	Усилие нажатия в граммах при интенсивностях звука, дБ					Показатель степени, п
		40	60	80	100	120	
I	I	382	569	657	1029	2168	0,188
	II	423	647	990	1241	2396	0,188
II	I	405	513	606	893	1814	0,163
	II	396	606	764	1232	2177	0,185
III	I	351	369	476	1005	1581	0,164
	II	427	471	620	1030	1676	0,168

са [4]. Этот показатель вычислялся нами с учетом интенсивности сигнала от 40 до 120 дБ по следующей формуле: $p = (R_{120} - R_{40})/4$, где R_{120} — логарифм величины ощущения громкости, выраженной величиной усилия нажатия при максимальной интенсивности сигнала 120 дБ; R_{40} — логарифм величины ощущения громкости (величины усилия нажатия) при минимальной интенсивности сигнала 40 дБ; 4 — коэффициент в знаменателе, соответствующий интервалу звуковых раздражителей от 40 до 120 дБ и значению понятия «децибел» [5], когда 40 дБ принимаются за начало координат. (При другом интервале интенсивностей звука коэффициент в знаменателе будет другой.)

Покажем пример вычисления показателя p шкалы громкости для I серии эксперимента у учащихся с высокой адаптацией (p_1) и с низкой адаптацией (p_2).

$$p_1 = (\lg 2168 - \lg 382) : 4 = 3,336 - 2,583 = 0,188$$

$$p_2 = (\lg 2396 - \lg 423) : 4 = 3,379 - 2,626 = 0,188$$

Как видим, при первичном проведении шкалирования (I серия), диапазон сенсорного пространства один и тот же ($p=0,188$) у обеих групп учащихся. Но при повторном проведении шкалирования (II серия) этот диапазон резко снижается у учащихся с высоким уровнем адаптации ($p=0,163$) и остался почти без изменения у учащихся другой группы ($p=0,185$).

Казалось бы, при повторном шкалировании громкости звука в I группе происходит уменьшение диапазона сенсорного про-

странства, как бы объединение образов. Но это противоречит данным, что эти учащиеся учитывают больше информации. Смысл уменьшения показателя p рассматривается в работе В. Д. Кейделя [6]. Согласно его исследованиям показатель p отражает динамический диапазон пространства стимулов. Меньшему p соответствует больший диапазон, а большему p — меньший диапазон воспринимаемых стимулов. Например, при светоощущении $p=0,3$, для звуковых сигналов $p=0,6$, для вкуса поваренной соли $p=1,3$, для электрических раздражителей $p=3,5$.

Поскольку в светоощущении имеется богатый опыт, то соответствующий малый p означает наличие большого числа психических образов. В нашем примере диапазон воспринимаемых стимулов был один и тот же. Следовательно, сенсорное пространство учащихся с высокой адаптацией не уменьшило образы в количественном отношении, а претерпело свертывание, т.е. образование более интегрированного образа (образов).

Об этом же свидетельствует коэффициент p , полученный в нашем эксперименте через двигательные анализаторы. По данным другого эксперимента, проведенного на взрослых, этот показатель в 1,58 раза меньше, чем p , полученный через оценку громкости звука в баллах. Такое же соотношение сохраняется и в нашем эксперименте на учащихся. Если наш показатель $p=0,188$ умножим на 1,58, то получаем $p=0,295$, который совпадает с данными С. Стивенса. Отсюда следует, что отличие нашего показателя $p=0,188$ от показателя, полученного С. Стивенсом, объясняется особенностями двигательного анализатора, имеющего сенсорное пространство более насыщенное и более плотное. Наш вывод соответствует данным и другого автора. p , полученный Эйнджел, равняется 0,208, т.е. близок к нашим данным. Это и понятно, ведь человек имеет двигательный навык более выраженный, чем навык обращения с цифрами. Раньше это мы лишь констатировали без интерпретации [2].

Из наших рассуждений следует, что шкала ощущения громкости звука должна быть неравномерной. С. Стивенс получал шкалу в виде прямой линии. Но он рассматривал небольшой диапазон звуковых интенсивностей. Наш диапазон интенсивностей широкий, поэтому ожидается, что графическое изображение шкалы должно содержать пологие участки, соответствующие диапазону часто встречающихся громкостей. Человеческий опыт обращения с сигналами (например, разговор) соответствует средним интенсивностям звука. Свертывание сенсорного пространства [7] на этих участках должно быть более выражено.

Чтобы убедиться в этом, построим для обеих групп испытуемых графики шкалы ощущения громкости. Найденные величины усилия нажима, усредненные по всем испытуемым, должны быть представлены в логарифмических значениях (см. табл. 2). В этой таблице опускаем данные III серии шкалиро-

вания, т.к. здесь имеет место влияние опыта обращения с цифрами на шкалирование.

Как видно из табл. 2 и рисунка, диапазон шкалы, соответствующий интервалу 40—60 дБ, возрастает в большей мере, чем в интервалах 60—100 дБ. Это нагляднее видно на рисунке. Гра-

Таблица 2

Величины усилия нажатия (Р) и логарифмы их значения при различных интенсивностях сигнала

Серия эксперимента	Обозначение усилия (Р)	Интенсивность сигналов, дБ				
		40	60	80	100	120
Первичное шкалирование	Р	401	604	809	1125	2272
	лог. Р	2,603	2,781	2,907	3,051	3,356
Повторное шкалирование	Р	401	555	678	1047	1979
	лог. Р	2,603	2,744	2,831	3,010	3,296

фик как бы состоит из нескольких частей. Средняя часть более пологая, чем крайние части. На участке пологости, с одной стороны, как бы происходит уменьшение сенсорного пространства,

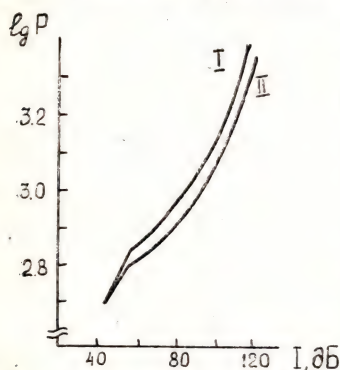


График ощущения громкости звука при первичном (I) и вторичном (II) шкалировании

но, с другой стороны, известно, что этот интервал интенсивностей встречается на практике наиболее часто. Отсюда следует, что пологий участок графика шкалирования отражает свертывание (уплотнение) сенсорного пространства.

Если обратиться к табл. 1, то видно, что свертывание сенсорного пространства у учащихся I группы происходит в интервале менее интенсивных сигналов по сравнению с учащимися II группы. Если учесть, что слабые сигналы требуют большей мобилизации восприятия, то стиль деятельности соответствует внутренней мобилизации.

Учащимся с высокой адаптацией свойственна пластичность не только в свертывании сенсорного пространства, но и в процессе развертывания. Об этом свидетельствуют данные шкалирования ощущения с привлечением эталонного звука. Как было сказано, в ходе III серии эксперимента учащимся демонстрировался эталонный звук 80 дБ, которому приписывалось 10 баллов. Он встречался чаще, чем любой другой звук. Присутствие эталонного звука привело к развертыванию сенсорного прост-

ранства у учащихся с высокой адаптацией. Показатель степени у них опять возрос по сравнению со II серией. У учащихся с низкой адаптацией этот показатель понизился.

Таким образом, наши предположения подтвердились. Ощущение сигнала (его громкости) отражает также и опыт восприятия событий, ситуаций, куда включаются параметры сигнала. Соответствующее сенсорное пространство (образ) со временем интегрируется (уплотняется). Математически это выражается уменьшением диапазона ощущения. Это одно из проявлений приобретения навыка. Свертывание (интеграция) образов способствует успешной деятельности.

Наша методика позволяет изучать особенности развертывания и свертывания психических образов, а также соотношения сенсорного пространства, полученного с использованием различных анализаторов. Так, оценка звукового сигнала с использованием цифр (баллов) развернута и превышает в 1,58 раза оценку через двигательные анализаторы.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Забродин Ю. М., Лебедев А. Н. Психофизиология и психофизика. М., 1977.
2. Газеев А. А. Возможности использования параметров двигательной реакции в психофизическом и психофизиологическом исследованиях // Проблемы психофизики и психофизиологии. Казань, 1981. С. 72—81.
3. Газеев А. А. Проблемы адаптации школьников к обучению в ПТУ // Сов. педагогика. 1984. № 5. С. 85—86.
4. Стивенс С. С. Психофизика сенсорных функций // Хрестоматия по ощущению и восприятию. М., 1975. С. 261—270.
5. Зельдин Е. А. Децибелы. М., 1977.
6. Кейдель В. Д. Физиология органов чувств / Пер. с нем. М., 1975.
7. Газеев А. А. Особенности психофизического шкалирования ощущений у учащихся ПТУ с разной успешностью адаптации // Теоретические и экспериментальные проблемы психологии в современных условиях: Тез. докл. к VII съезду психологов СССР. М., 1989. С. 8—9.

УДК 612.821

В. Д. МИЛЛЕР
Челябинский политехнический институт

ИНВАРИАНТНОСТЬ И ВАРИАТИВНОСТЬ В ВОСПРИЯТИИ (ВОЗРАСТНОЙ АСПЕКТ)

В психофизической литературе имеется значительное количество работ, посвященных влиянию различных факторов на процесс оценки стимулов [2—5]. Общим для подобных исследований является стремление изучить и установить меру воз-

действия определенных факторов на параметры оценки. Другими словами, предметом внимания данных исследований являются вариативные свойства процессов восприятия. Но при любом преобразовании, например, под воздействием какого-либо из факторов, имеются варианты (то, что изменяется во время преобразований) и инварианты (то, что остается неизменным). По Дж. Гибсону [1], постоянство и изменчивость, инвариантность и вариативность сосуществуют в одно и то же время, и при этом одно является дополнительным для другого. Так, в любом акте восприятия можно выделить некоторые изменчивые и неизменные соотношения параметров ощущений. Но это возможно, если рассматривать восприятие не только как комплекс ощущений, но и как процесс «извлечения информации» [1].

Любая схема психофизического эксперимента строится таким образом, что вначале испытуемому задается инструкция, обуславливающая его реакцию на те стимулы, которые ему будут предъявляться в ходе эксперимента. Затем данные обрабатываются с учетом параметров предъявляемых стимулов и реакции на них. При этом из поля зрения выпадают «реакции», не обусловленные инструкцией, а также не учитываются некоторые составляющие ответных реакций, связанные с особенностями построения эксперимента. Это положение прямо вытекает из определения восприятия как сенсорного ответа на стимулы, но при этом совсем не учитываются соотношения стимулов, которые также находят отражение в процессе восприятия (это и есть, на наш взгляд, процесс «извлечения информации»). И здесь мы придерживаемся точки зрения Дж. Гибсона [1], согласно которой эта информация воспринимается непосредственно, а не является результатом последующего декодирования стимулов. Хотя данное положение по Гибсону характерно лишь при экологическом подходе, и он подвергает сомнению исследование восприятия в лабораторном психофизическом эксперименте, основанном на старой парадигме «стимул-реакция».

Наше представление о восприятии, которое несколько отличается и от гибсоновского, и от классического, может быть представлено следующей упрощенной схемой:



Основное отличие данной модели от классической состоит в том, что если имеется стимульный ряд со всем многообразием информационных связей, то при воздействии данных стимулов на рецепторы органов чувств одновременно с энергетическим воздействием осуществляется информационное воздействие, за-

ключающееся в установлении всего многообразия информационных связей между ощущениями, инвариантных стимульным.

Отсюда, возвращаясь к схеме психофизического эксперимента, на наш взгляд, восприятие какого-либо ряда стимулов должно описываться не одной кривой, а семейством кривых, учитывающих разнообразие стимульных связей, вытекающих из особенностей построения эксперимента.

Методика исследований

В эксперименте участвовало 398 школьников в возрасте 7—13 лет. Вся выборка была разбита на 7 возрастных групп.

Испытуемые участвовали в опытах по субъективному шкалированию величины круга. В качестве стимулов использовались карточки с черным фоном размером 210 × 300 мм с кругами белого цвета. Всего было 8 карточек с одиночными кругами, 4 — с тремя кругами, 3 — с изображением четырех кругов, 2 — с шестью и 1 карточка — с восьмью кругами.

Эксперимент проходил в 5 этапов: I — оценка одиночных кругов, которые предъявлялись в случайном порядке; II — оценка кругов, предъявляемых по три на карточке; III — оценка кругов, предъявляемых по четыре на карточке; IV — оценка кругов, предъявляемых по шесть на карточке; V — оценка восьми кругов, предъявляемых на одной карточке. На рис. 1

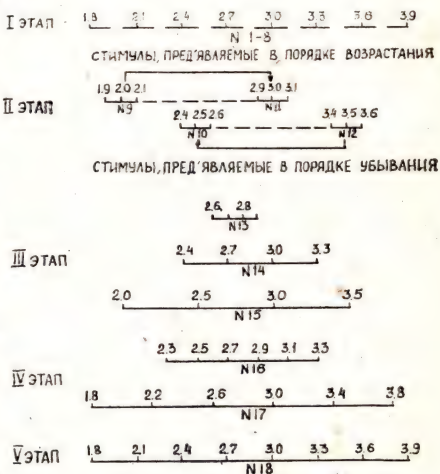


Рис. 1. Схема эксперимента

изображена схема эксперимента, в которой обозначены номера этапов и карточек и указаны значения величины кругов в логарифмических единицах.

Задача испытуемых состояла в том, чтобы оценить количественно в баллах величину каждого предъявляемого на карточке круга. Оценки усреднялись по каждой возрастной группе. Методом наименьших квадратов с линейным уравнением регрессии вычислялись величина показателя степени (b) и ошибки регрессии (σ) функции субъективного шкалирования. Данные обрабатывались на ЭВМ СМ-1420 по специальной программе, включающей по 18 параметров b и σ, качественные и количественные характеристики которых будут отображены при описании полученных результатов.

Результаты опытов и их обсуждение

Как видно из описания методики, этапы эксперимента различаются между собой способом предъявления стимулов. Рассмотрим вначале параметры оценки по этапам эксперимента. Для этого обратимся к табл. 1 и рис. 2. Можно отметить следующие закономерности: 1) имеются различия (в большинстве

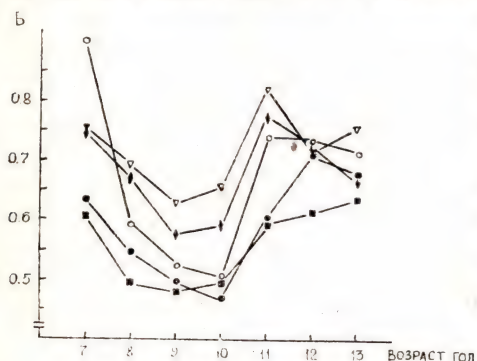


Рис. 2. Зависимость величины показателя степени психофизической функции от возраста испытуемых на различных этапах эксперимента: ● — I этап, ■ — II этап, ▼ — III этап, ◆ — IV этап, ○ — V этап

случаев достоверные) величины показателя степени по этапам эксперимента; 2) различия эти во всех возрастных группах имеют примерно один и тот же характер: наибольшая величина показателя степени наблюдается при оценке стимулов III этапа (кроме детей 7 и 12 лет) и наименьшая — в случае оценки стимулов II этапа (за исключением детей 10 лет); 3) имеются достоверные различия величин экспонент по возрастам при одинаковом предъявлении стимулов; 4) возрастная динамика этих параметров независимо от способа предъявления стимулов (эта-

па эксперимента) имеет примерно одинаковый характер: снижение к 9—10 годам, резкое повышение к 11 и некоторое снижение к 13 годам; 5) имеется тенденция снижения величины ошибки регрессии с возрастом; 6) к 12—13 годам наблюдается сужение диапазона различий параметров оценки. Из перечисленных здесь закономерностей можно выделить по крайней мере две характеристики вариативности и инвариантности процессов восприятия. Вариативность определяется различиями величины ощущений в зависимости от способа предъявления стимулов и возраста испытуемых, инвариантность же заключается в одинаковом характере данных различий и одинаковой возрастной динамике данных параметров.

Круги на карточках № 1—8 (I этап) те же, что и на карточке № 18 (V этап). Это позволяет сравнить параметры оценки стимулов, предъявляемых отдельно друг за другом, с оценкой тех же стимулов, предъявляемых одновременно. Из табл. 1 и рис. 2 видно, что во всех возрастных группах имеются достоверные различия величины показателя степени функции Стивенса, которая всегда больше при оценке кругов, предъявляемых одновременно на одной карточке. При этом имеются различия и в величине

Таблица 1

Параметры функции субъективной оценки величины круга
на пяти этапах эксперимента у детей 7—13 лет

Воз- раст, лет	Пара- метр	Этап эксперимента				
		I	II	III	IV	V
7	$b \pm$	$0,631 \pm$	$0,607 \pm$	$0,755 \pm$	$0,746 \pm$	$0,899 \pm$
	$t \cdot S_b$	0,022	0,018	0,019	0,022	0,055
	σ	0,149	0,133	0,090	0,151	0,373
8	$b \pm$	$0,548 \pm$	$0,496 \pm$	$0,693 \pm$	$0,670 \pm$	$0,591 \pm$
	$t \cdot S_b$	0,008	0,011	0,017	0,010	0,011
	σ	0,063	0,089	0,091	0,075	0,081
9	$b \pm$	$0,496 \pm$	$0,481 \pm$	$0,626 \pm$	$0,572 \pm$	$0,522 \pm$
	$t \cdot S_b$	0,007	0,012	0,008	0,005	0,009
	σ	0,053	0,099	0,043	0,040	0,070
10	$b \pm$	$0,470 \pm$	$0,496 \pm$	$0,657 \pm$	$0,587 \pm$	$0,516 \pm$
	$t \cdot S_b$	0,006	0,014	0,008	0,007	0,009
	σ	0,046	0,103	0,042	0,054	0,067
11	$b \pm$	$0,616 \pm$	$0,598 \pm$	$0,821 \pm$	$0,777 \pm$	$0,740 \pm$
	$t \cdot S_b$	0,011	0,013	0,006	0,012	0,018
	σ	0,073	0,088	0,028	0,077	0,117
12	$b \pm$	$0,708 \pm$	$0,612 \pm$	$0,709 \pm$	$0,731 \pm$	$0,735 \pm$
	$t \cdot S_b$	0,010	0,009	0,009	0,005	0,006
	σ	0,077	0,072	0,047	0,038	0,045
13	$b \pm$	$0,682 \pm$	$0,635 \pm$	$0,757 \pm$	$0,666 \pm$	$0,715 \pm$
	$t \cdot S_b$	0,014	0,013	0,009	0,007	0,007
	σ	0,071	0,066	0,033	0,034	0,035

ошибки регрессии, которая у детей 7—11 лет также больше при оценке кругов, предъявляемых одновременно, но в 12—13 лет она резко снижается и становится меньше, чем при оценке одиночных стимулов. Поскольку круги в обоих случаях предъявлялись одни и те же, а различия заключались лишь в способе их подачи, то можно сделать вывод, что причиной выявленных различий являются различные механизмы оценки стимулов. В случае одиночного предъявления кругов испытуемый оценивает, или устанавливает количественные соотношения стимулов с привлечением следовых процессов памяти, в то время как во втором случае происходит непосредственное установление соотношения стимулов.

Обращаясь к данным II этапа эксперимента, необходимо отметить некоторые особенности методики и обработки данных. Весь II этап характеризуют восемь различных кривых оценки стимулов: 1—4) оценка кругов каждой отдельной карточки; 5) оценка кругов карточек № 9 и № 11, которые предъявлялись одна за другой, составляя возрастающий ряд стимулов; 6) оценка кругов карточек № 12 и № 10, составляющих убывающий ряд стимулов; 7) так называемая интегративная оценка стимулов, которая выводилась из соотношения сумм стимулов каждой карточки и сумм оценок данных стимулов; 8) оценка всех стимулов данного этапа.

Параметры оценки стимулов II этапа представлены в табл. 2 и на рис. 3. Первое, что можно отметить и что явно бросается в глаза,—значительные различия величины показателя степени, характеризующей оценку стимулов каждой отдельной карточки. При этом для всех возрастных групп характерно то, что величина экспоненты при оценке кругов одной карточки (особенно карточки № 9) значительно превышает все остальные параметры данного этапа. Практически, положение резко меняется уже при аппроксимации оценок по двум карточкам, когда в действие вступают оба ранее выделенных нами механизма оценки стимулов.

Параметры функции шкалирования спаренных карточек с учетом порядка их предъявления представляют особый интерес. Из табл. 2 и рис. 3 можно видеть, что у детей в возрасте от 7 до 11 лет большая величина экспоненты наблюдается в случае убывания стимулов в сравнении с возрастающим рядом. При этом наибольшая разница этих величин отмечается в возрасте 7 лет, которая с возрастом все более уменьшается, и в 12—13 лет наблюдается обратное соотношение. Хотя чистого явления психофизического гистерезиса в его классической форме мы здесь не имеем, поскольку нет фиксированного ряда при возрастании и убывании стимулов (см. рис. 1), тем не менее последовательность предъявления стимулов оказывает воздействие на их оценку, по крайней мере, у детей 7—11 лет. Но дело в том, что параллельно с простой оценкой стимулов протекает процесс ин-

Таблица 2

Параметры функции субъективной оценки величины круга
на II этапе эксперимента у детей 7—13 лет

Воз- раст. лет	Параметр	II этап						
		№ 9	№ 10	№ 11	№ 12	№ 9 + + № 11	№ 10 + + № 12	№ 9 + + № 12
7	$b \pm$	$1,953 \pm$	$1,385 \pm$	$1,065 \pm$	$1,186 \pm$	$0,494 \pm$	$0,815 \pm$	$0,579 \pm$
	$t \cdot S_b$	0,072	0,059	0,017	0,063	0,025	0,012	0,034
	σ	0,038	0,031	0,009	0,033	0,114	0,054	0,143
8	$b \pm$	$1,954 \pm$	$0,968 \pm$	$1,014 \pm$	$1,591 \pm$	$0,485 \pm$	$0,517 \pm$	$0,472 \pm$
	$t \cdot S_b$	0,045	0,031	0,003	0,026	0,022	0,017	0,008
	σ	0,026	0,018	0,001	0,015	0,112	0,084	0,025
9	$b \pm$	$2,090 \pm$	$1,489 \pm$	$0,948 \pm$	$0,772 \pm$	$0,492 \pm$	$0,539 \pm$	$0,444 \pm$
	$t \cdot S_b$	0,048	0,017	0,018	0,003	0,023	0,013	0,012
	σ	0,029	0,010	0,011	0,002	0,120	0,070	0,055
10	$b \pm$	$2,075 \pm$	$1,631 \pm$	$0,946 \pm$	$0,857 \pm$	$0,488 \pm$	$0,574 \pm$	$0,459 \pm$
	$t \cdot S_b$	0,049	0,053	0,018	0,002	0,025	0,016	0,014
	σ	0,027	0,029	0,005	0,001	0,119	0,079	0,061
11	$b \pm$	$2,217 \pm$	$1,056 \pm$	$1,195 \pm$	$0,930 \pm$	$0,577 \pm$	$0,626 \pm$	$0,564 \pm$
	$t \cdot S_b$	0,079	0,154	0,008	0,014	0,029	0,012	0,008
	σ	0,039	0,076	0,004	0,007	0,127	0,054	0,032
12	$b \pm$	$2,069 \pm$	$1,098 \pm$	$0,781 \pm$	$0,703 \pm$	$0,646 \pm$	$0,589 \pm$	$0,582 \pm$
	$t \cdot S_b$	0,070	0,014	0,019	0,007	0,021	0,007	0,002
	σ	0,040	0,008	0,011	0,004	0,104	0,037	0,011
13	$b \pm$	$2,017 \pm$	$0,899 \pm$	$0,841 \pm$	$0,836 \pm$	$0,657 \pm$	$0,612 \pm$	$0,609 \pm$
	$t \cdot S_b$	0,074	0,058	0,003	0,016	0,030	0,008	0,001
	σ	0,028	0,022	0,001	0,006	0,099	0,028	0,003

тегративной (бессознательной) оценки сложных стимулов, у которых мы не можем выделить возрастающего и убывающего ряда. И если наша гипотеза верна, то у детей 12—13 лет процесс интегративной оценки становится преобладающим или, по крайней мере, оказывает достаточно сильное влияние на простую оценку. В пользу этого можно привести следующие факты: 1) различия в величине показателя степени между функциями оценки стимулов отдельной карточки и остальными параметрами становятся минимальными в 12—13 лет; 2) величина ошибки регрессии функции интегративной оценки в том же возрасте становится минимальной. Следовательно, можно сделать вывод, что при подобном предъявлении стимулов одновременно происходят два процесса: оценка простых стимулов и интегративная оценка сложных стимулов, причем они не противоречат друг другу, а являются взаимодополняющими.

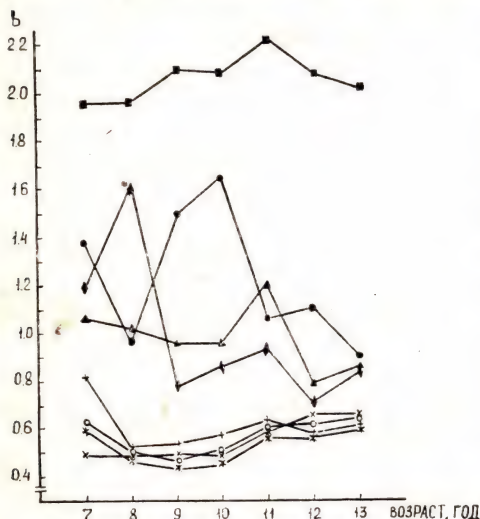


Рис. 3. Зависимость величины показателя степени психофизической функции от возраста испытуемых при оценке стимулов различных карточек II этапа эксперимента: ■ — карточка № 9, ● — карточка № 10, ▲ — карточка № 11, ◆ — карточка № 12, × — карточки № 9 + № 11, + — карточки № 10 + № 12, * — карточки № 9—12 (интегративная оценка), ○ — результирующая функция II этапа

сколько они схожи по количеству стимулов (по четыре в каждом случае) и стимульному шагу (0,5 лог. ед). Величина показателя степени всегда выше при оценке простых стимулов, чем сложных. При этом величина ошибки регрессии меньше при оценке простых стимулов, но не во всех возрастных группах — к 12—13 годам она становится меньше при интегративной оценке. Для последней характерно закономерное ее снижение с возрастом. Если сравнить величину ошибки регрессии функции интегративной оценки и результирующей функции оценки стимулов II этапа, то для интегративной оценки она во всех возрастных группах, кроме детей 7 лет, ниже, чем для простой оценки. Величина экспоненты при этом всегда ниже в случае интегративной оценки.

Важным представляется сравнение параметров интегративной оценки и оценки стимулов карточки № 15 на III этапе, поскольку они схожи по количеству стимулов (по четыре в каждом случае) и стимульному шагу (0,5 лог. ед). Величина показателя степени всегда выше при оценке простых стимулов, чем сложных. При этом величина ошибки регрессии меньше при оценке простых стимулов, но не во всех возрастных группах — к 12—13 годам она становится меньше при интегративной оценке. Для последней характерно закономерное ее снижение с возрастом. Если сравнить величину ошибки регрессии функции интегративной оценки и результирующей функции оценки стимулов II этапа, то для интегративной оценки она во всех возрастных группах, кроме детей 7 лет, ниже, чем для простой оценки. Величина экспоненты при этом всегда ниже в случае интегративной оценки.

Важным представляется сравнение параметров интегративной оценки и оценки стимулов карточки № 15 на III этапе, поскольку они схожи по количеству стимулов (по четыре в каждом случае) и стимульному шагу (0,5 лог. ед). Величина показателя степени всегда выше при оценке простых стимулов, чем сложных. При этом величина ошибки регрессии меньше при оценке простых стимулов, но не во всех возрастных группах — к 12—13 годам она становится меньше при интегративной оценке. Для последней характерно закономерное ее снижение с возрастом. Если сравнить величину ошибки регрессии функции интегративной оценки и результирующей функции оценки стимулов II этапа, то для интегративной оценки она во всех возрастных группах, кроме детей 7 лет, ниже, чем для простой оценки. Величина экспоненты при этом всегда ниже в случае интегративной оценки.

Известно, что бессознательные процессы всегда более экономичны и продуктивны в сравнении с сознательными. Малая величина показателя степени и ошибки регрессии при интегративной оценке хорошо согласуется с данным положением. Тенденция к снижению величины ошибки регрессии с возрастом указывает на становление интегративной оценки, которая, по-видимому, окончательно формируется к 12—13 годам.

В отличие от карточек II этапа, карточки III и IV этапов отличаются между собой по ширине диапазона стимулов и шагу стимульного ряда. Параметры шкалирования стимулов в данных этапах эксперимента представлены в табл. 3 и на рис. 4. Отметим основные закономерности. Имеются достоверные (в большинстве случаев) различия величины показателя степени при оценке стимулов различных карточек, причем характер этих различий одинаков для всех возрастных групп. Для III этапа $b_{14} < b_{15} < b_{13}$ (исключение — дети 8 лет), для IV этапа $b_{17} < b_{16}$ (исключение — дети 7 и 11 лет). Имеются также различия этих параметров в зависимости от возраста, но при этом динамика этих различий одинаково независима от диапазона и количества предъявляемых стимулов: от 7 до 9 лет величина показателя степени снижается, затем к 11 годам повышается и к 13 вновь снижается. Обратим внимание, что возрастная динамика примерно та же, что и по этапам эксперимента. Таким образом, внутри данных этапов при оценке стимулов различных карточек вариативность процессов восприятия выражается в различиях величины ощущений в зависимости от возраста испытуемых и величины стимульного диапазона, а одинаковый характер данных различий независимо от возраста испытуемых и одинаковая возрастная динамика этих параметров шкалирования являются показателем инвариантности процессов восприятия.

Что касается результирующих функций данных этапов эксперимента, то обращает на себя внимание тот факт, что они наиболее близки к тем функциям, которые описывают оценку стимулов карточек с наибольшим диапазоном, т. е. последние являются как бы определяющими для всего этапа. При оценке стимулов II этапа (см. рис. 3) такой определяющей функцией является функция интегративной оценки, которая оказывает, видимо, наибольшее влияние на процесс оценки и поведение результирующей функции.

В заключение рассмотрим параметры субъективной оценки по всему эксперименту, которые представлены в табл. 4. Можно видеть, что величина показателя степени, которая определялась как среднее арифметическое величин экспонент всех рассмотренных ранее функций, снижается от 7 до 9 лет, затем повышается к 11 и вновь снижается к 12—13 годам, т. е. отражает основные тенденции этапов эксперимента. При этом наблюдается закономерное снижение величины ошибки регрессии с воз-

Таблица 3

Параметры функции субъективной оценки величины круга
на III и IV этапах эксперимента у детей 7—13 лет

Воз- раст, лет	Пара- метр	III этап			IV этап	
		№ 13	№ 14	№ 15	№ 16	№ 17
7	$b \pm$	$1,231 \pm$	$0,721 \pm$	$0,772 \pm$	$0,730 \pm$	$0,750 \pm$
	$t \cdot S_b$	0,014	0,014	0,017	0,005	0,032
	σ	0,012	0,034	0,072	0,017	0,197
8	$b \pm$	$1,190 \pm$	$0,704 \pm$	$0,696 \pm$	$0,769 \pm$	$0,646 \pm$
	$t \cdot S_b$	0,031	0,008	0,006	0,010	0,012
	σ	0,028	0,022	0,026	0,034	0,084
9	$b \pm$	$0,983 \pm$	$0,583 \pm$	$0,638 \pm$	$0,633 \pm$	$0,557 \pm$
	$t \cdot S_b$	0,022	0,005	0,006	0,006	0,004
	σ	0,021	0,013	0,029	0,022	0,032
10	$b \pm$	$1,045 \pm$	$0,617 \pm$	$0,666 \pm$	$0,683 \pm$	$0,563 \pm$
	$t \cdot S_b$	0,035	0,008	0,004	0,014	0,006
	σ	0,030	0,020	0,016	0,045	0,039
11	$b \pm$	$1,093 \pm$	$0,768 \pm$	$0,827 \pm$	$0,763 \pm$	$0,780 \pm$
	$t \cdot S_b$	0,028	0,008	0,002	0,013	0,010
	σ	0,022	0,019	0,007	0,037	0,057
12	$b \pm$	$0,892 \pm$	$0,637 \pm$	$0,741 \pm$	$0,762 \pm$	$0,723 \pm$
	$t \cdot S_b$	0,021	0,012	0,009	0,009	0,004
	σ	0,019	0,033	0,040	0,030	0,026
13	$b \pm$	$0,920 \pm$	$0,679 \pm$	$0,784 \pm$	$0,720 \pm$	$0,652 \pm$
	$t \cdot S_b$	0,037	0,009	0,012	0,010	0,006
	σ	0,022	0,016	0,035	0,022	0,025

растом, указывающее на процесс стабилизации оценок. Кроме этого в табл. 4 отражено изменение в возрастном аспекте величины среднего квадратического отклонения показателя степени (σ_b) по эксперименту, указывающего на степень различий параметров рассматриваемых функций и связанного, по-видимому, с частотой сменяемости критериев принятия решений. В плане рассматриваемой нами проблемы данный параметр является показателем как вариативности процесса оценки (чем он больше, тем больше вариативность), так и инвариантности данного процесса (чем он меньше, тем выше инвариантность). Что касается возрастной динамики, то можно отметить возрастание данного показателя у детей от 7 до 10 лет и последующее снижение к 13 годам. Это может быть связано со следующим. Существует по крайней мере две стратегии оценки стимулов: 1) расстановка стимулов в ряду по типу «больше — меньше», не обращая внимания на их количественное соотношение; 2) количественная оценка стимулов, при этом упор делается на установление количественных соотношений между стимулами. Первая стратегия, естественно, наиболее

простая и обычно в данном случае не требуется большого количества числовых значений для оценки стимулов. Вторая стратегия предполагает резкое увеличение количества применяемых числовых значений, обусловленное стремлением испытуемого более точно оценить предъявляемый стимул. При этом первая стратегия приводит к определенной стабилизации процесса оценки, вторая же стратегия может быть причиной вариативных тенденций данного процесса. И неверно было бы

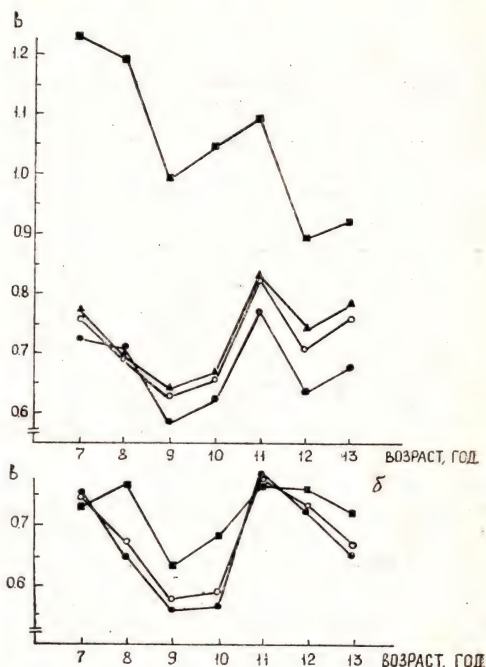


Рис. 4. Зависимость величины показателя степени психофизической функции от возраста испытуемых при оценке стимулов различных карточек на III и IV этапах эксперимента: а) III этап: ■ — карточка № 13, ● — карточка № 14, ▲ — карточка № 15, ○ — результирующая функция III этапа; б) IV этап: ■ — карточка № 16, ● — карточка № 17, ○ — результирующая функция IV этапа

рассматривать эти стратегии как два различных полюса, типичных для того или иного испытуемого. Скорее это два фактора, имеющих место в каждом конкретном случае, но при различной степени их выраженности. Не исключено, что на первых этапах онтогенеза первая стратегия довлеет над второй. Дети в возрасте 7 лет способны по уровню своих знаний опе-

Таблица 4

Параметры функции субъективной оценки величины круга по всему эксперименту у детей 7—13 лет

Возраст, лет	Параметр		
	$b \pm t \cdot S_b$	σ	σ_b
7	$0,901 \pm 0,029$	0,097	0,366
8	$0,824 \pm 0,016$	0,052	0,413
9	$0,757 \pm 0,013$	0,042	0,431
10	$0,784 \pm 0,017$	0,046	0,442
11	$0,879 \pm 0,025$	0,051	0,391
12	$0,807 \pm 0,014$	0,038	0,347
13	$0,805 \pm 0,018$	0,032	0,327

рировать небольшим количеством числовых значений, и процесс оценки у них сводится больше к расстановке стимулов в ряду, с чем, вероятно, связана малая величина σ_b . Значительное ее увеличение, уже в возрасте 8 лет и последующее ее увеличение к 10 годам указывает на все большее применение второй стратегии, приводящей ко все большему разнообразию оценок, но при этом ослабевает действие первой стратегии или фактора. И только после 11 лет начинает сказываться на процессе оценки действие обоих факторов, что в итоге приводит к снижению величины σ_b , стабилизации процесса оценки при одновременном стремлении более точно количественно оценить каждый предъявляемый стимул. Снижение величины ошибки регрессии подтверждает сказанное. Таким образом, можно отметить, что механизмы оценки стимулов в ходе онтогенеза претерпевают изменения, которые можно выявить с помощью психофизических методов исследования. Этот аспект также важно учитывать и при исследовании индивидуальных различий.

Возвращаясь к проблеме вариативности и инвариантности в оценке стимулов и восприятия в целом, можно сказать, что процессы восприятия даже в простом психофизическом эксперименте не являются однородными. И когда эти процессы описываются не одной какой-либо кривой, а семейством подобных кривых, всегда можно выделить варианты и инварианты данных процессов, что позволяет получить более полную и объективную картину перцептивных процессов.

Выводы

1. Установлено, что у детей в возрасте 7—13 лет имеются различия величины ощущений в зависимости от способа предъявления стимулов и стимульного диапазона карточек, при этом различия эти имеют одинаковый характер независимо от возраста испытуемых.

2. При одинаковой возрастной динамике изменения параметров шкалирования выявлены достоверные различия этих параметров у испытуемых различных возрастных групп.

3. Изменение и постоянство данных параметров рассматриваются в качестве вариантов и инвариантов процесса восприятия.

4. Предполагается, что различия в поведении психофизических функций обусловлены различными механизмами и стратегиями оценки стимулов.

5. Анализ параметров шкалирования показывает, что процессы восприятия стимулов объективнее описываются семейством кривых.

6. Показано, что среднее квадратическое отклонение величин экспонент по эксперименту может выступать в качестве показателя вариативности и инвариантности процессов восприятия.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Гибсон Дж. Экологический подход к зрительному восприятию / Пер. с англ.; Общ. ред. и вступ. ст. А. Д. Логвиненко. М., 1988.

2. Даниленко И. А. Экспериментальное исследование и анализ изменений величины экспоненты степенного закона Стивенса // Вопросы сенсорного восприятия. Свердловск, 1982. С. 43—54.

3. Лупандин В. И., Сергеева А. Н. Исследование величины экспоненты функции Стивенса в различных диапазонах интенсивности сенсорного стимула // Там же. С. 33—42.

4. Лупандин В. И., Набиуллина Л. И. Динамика психофизических шкал субъективной оценки сенсорного стимула в процессе повторения эксперимента // Вопросы сенсорного восприятия. Свердловск, 1987. С. 57—70.

5. Терешина Л. А. Зависимость субъективной оценки сенсорного стимула от плотности стимульного ряда // Вопросы сенсорного восприятия. Свердловск, 1982. С. 26—32.

УДК 159.9 : 77+612.821

А. П. КАСАТОВ
Уральский университет

О ВОЗМОЖНОСТИ КОЛИЧЕСТВЕННОГО ОПРЕДЕЛЕНИЯ ЭФФЕКТА УСТАНОВКИ МЕТОДОМ ПСИХОФИЗИЧЕСКОГО ШКАЛИРОВАНИЯ

Настоятельная необходимость внедрения в практику результатов психофизиологических исследований, разработка стандартизованных методов и мер оценки сенсорно-перцептивных

способностей человека требуют более детального исследования уже найденных общих психофизиологических закономерностей на основе применения численных методов. Все это повышает актуальность интеграции психофизических знаний с психофизиологическими и психологическими на основе комплексного исследования основных психофизических проблем.

На кафедре физвоспитания УрГУ ведется работа по проблеме психологической подготовки спортсменов и, в частности, выясняется влияние установок на надежность выступления спортсмена, на его психическое состояние и результаты деятельности. Не останавливаясь подробно на теории установок, разработанной Д. Н. Узнадзе [1] и развиваемой его школой, отметим, что под установкой понимается целостное состояние индивида (психофизиологическое, психическое), модус личности, готовность осуществлять деятельность определенным образом. Согласно сложному строению деятельности установки иерархически структурируются на смысловые, целевые, операциональные, выступая как механизм стабилизации деятельности [2]. Но установки выступают и как консервативный момент деятельности, затрудняя приспособление к новой ситуации, когда необходимо быстро, «здесь и теперь» изменить поведение в соответствующем направлении (экстремальные ситуации в спортивной, операторской деятельности). Известные феномены проявления установочного эффекта—это задержки выполнения действия, персеверации, ошибки (иллюзии) восприятия, тенденции к завершению действий. Поэтому на практике представляется важной разработка методов коррекции и профилактики действия эффектов установки, а это требует их количественного определения и на этой основе выяснения индивидуальных особенностей их проявления и динамики.

Экспериментальные исследования по психологии установки в большинстве опираются на разработанный Д. Н. Узнадзе метод фиксированной установки. Суть метода (в классическом варианте) в следующем: испытуемый в ряде установочных опытов (до 15 раз) получает в одну руку более тяжелый шар, в другую—более легкий, причем, по другим признакам шары не отличаются, в критическом опыте в обе руки даются одинаковые по весу шары, но испытуемый оценивает их как неравные. Характерно, что в руке, где предъявлялся более легкий шар он оценивается как более тяжелый, а в другой руке—наоборот. Эта закономерность подтверждена многочисленными исследованиями почти на всех модальностях. Наличие данной иллюзии и получило название «эффекта Узнадзе» или установочного эффекта. На основе особенностей проявления данного эффекта основана вся типология установки. Однако отметим крайнюю малочисленность работ по количественному определению эффекта установки (ЭУ). Впервые это сделали Ж. Пиаже за рубежом [3] и Б. И. Хачапуридзе у нас [4], определяя

величину иллюзии оптического восприятия кругов различного диаметра в установочной серии и одинаковых — в критической. На той стороне, где ожидается оценка круга как меньшего, даются круги большего диаметра, ЭУ определяется как разница (в мм), при которой они воспринимаются как равные. Позднее А. Т. Кинцурашвили усовершенствовал данную методику, применяя специальный аппарат «Иллюзиометр» [5], где испытуемый в критическом опыте имеет возможность сам устанавливать равенство освещенных кругов, подаваемых на экран. Эффект установки определяется аналогично — как разница, при которой они воспринимаются равными. Необходимо отметить моменты ограниченности этих методик:

1. Фактически определяется не сам ЭУ, а величина оптической иллюзии (причем в мм), что затрудняет экстраполяцию полученных результатов на другие модальности, с иными физическими параметрами стимула;

2. Оценка испытуемого — качественная — «больше — меньше — равно», а количественный момент выводится косвенно экспериментатором.

Перечисленные аспекты проблемы, а также знакомство с методами психофизического шкалирования, позволяющими устанавливать количественную связь между физическими параметрами окружающего нас мира и их субъективной оценкой, позволили автору выдвинуть гипотезу о возможности количественного определения эффекта установки непосредственно, через параметры психофизической функции.

Из многообразия методов психофизического шкалирования был выбран метод продуцирования сенсорного стимула, существенное отличие которого — необходимость активной манипуляции испытуемого с физическими параметрами стимула. В настоящей работе сделана попытка определить количественную величину эффекта установки при отмеривании заданных интервалов времени и ее динамику в ситуации психического напряжения. Возможность фиксирования установки при воспроизведении временных интервалов была установлена Д. Г. Элькиным [6].

Методика

В эксперименте приняли участие 110 человек обоего пола, в возрасте от 16 до 23 лет, в основном студенты университета и старшие школьники-спортсмены. Временной интервал отмеривался через секундомер СЭД — 1М с выносной кнопкой. Испытуемый по команде экспериментатора отмеривал заданный **словесно** интервал времени в секундах. Нажатие на кнопку — начало отмеривания, прекращение нажатия — конец.

Эксперимент включал две серии, в которых ряд отмериваемых интервалов был построен установочно (на возрастание):

1-я серия: 1—3—5—7—9—11 11—11—11,
2-я серия: 2—4—6—8—10—12 12—12—12.

В качестве критических интервалов выступают три последних, равных по величине конечному в установочной серии. Принципиальное отличие 1-й и 2-й серий только в инструкции. Если в первой серии задание на точность отмеривания давалось как пробное, то во второй подчеркивалось, что задание аналогичное, но это определяющий опыт, по результатам которого будет оценен весь эксперимент. Экспериментатор призывал максимально сосредоточиться, быть предельно внимательным. Испытуемый не получал информации о правильности отмеривания и ориентировался только на субъективную шкалу отсчета.

Результаты опытов и их обсуждение

В большинстве работ с использованием метода продуцирования величины показано, что психофизическая функция (особенно для стимулов протетического ряда, к которым относится и длительность временных интервалов) с хорошим приближением описывается степенной зависимостью $R = k \cdot S^n$, где R — субъективная мера сенсорного стимула, S — его физические параметры, n — экспонента, k — константа. Именно экспонента послужила исходной величиной для вычисления ЭУ. Для каждого испытуемого вычислялся показатель степени для установочной серии, а также показатель степени для этой же серии, только величина отмеривания конечного временного интервала в установочной серии заменяется на величину отмеривания этого же интервала в критическом опыте. Эффект установки определяется как отношение p_k/p_y , где p_y — экспонента установочной серии, p_k — экспонента с включением критического отмеривания. При отсутствии ЭУ $\frac{p_k}{p_y} = 1$, при наличии ЭУ это отношение не равно единице. Однако оказалось, что величина экспоненты в данном случае недостаточно чувствительна к изменению отмеривания в критическом опыте. Данные, приведенные в табл. 1, иллюстрируют тот факт, что ЭУ, определяемый через отношение экспонент, меняется незначительно, даже при критическом пере- и недоотмеривании временного интервала до 2,0 с и более (близко к максимальному отклонению).

Очевидно, что величина пере-, недоотмеривания критической длительности при вычислении экспоненты «нивелируется», «поглощается» установочной серией длительностей. Этот факт заставил искать иной подход к определению величины ЭУ, при котором влияние установочной серии минимально. Этого можно добиться при определении ЭУ как отношения величины отмериваемой длительности в критическом опыте к величине отмеривания этой же длительности в установочном опыте X_k/X_y .

И в этом варианте, при отсутствии ЭУ отношение равно единице, при ассимилятивном отмеривании больше единицы, при контрастном меньше единицы. Этим способом вычислялся ЭУ для

Таблица 1

Зависимость величины ЭУ от величины отклонения при отмеривании критического временного интервала в 11 секунд (выборочные данные)

Испытуе- мый	1-е критическое отмеривание		2-критическое отмеривание		3-критическое отмеривание	
	ЭУ	отклонение, с	ЭУ	отклонение, с	ЭУ	отклонение, с
К-на	1,00	-0,02	1,05	+2,24	1,01	+0,51
Л-ев	0,94	-2,00	0,98	-0,76	1,00	+0,20

Знак «+» — ассимилятивное отмеривание, знак «-» — контрастное отмеривание.

каждого испытуемого в трех критических отмериваниях в 1-й и 2-й сериях эксперимента. В табл. 2 приведены параметры распределений индивидуальных величин ЭУ. Видно, что меры

Таблица 2

Параметры распределений индивидуальных значений ЭУ

Параметр	1-я серия			2-я серия		
	критическое отмеривание			критическое отмеривание		
	1-е	2-е	3-е	1-е	2-е	3-е
min X	0,825	0,822	0,865	0,738	0,848	0,830
max X	1,316	1,210	1,304	1,167	1,302	1,459
\bar{X}	1,003	1,016	1,016	1,005	1,018	1,012
Md	1,047	1,034	1,046	1,054	1,087	1,024
Mo	1,003	1,016	1,014	1,028	1,021	1,057
σ	0,062	0,065	0,068	0,056	0,057	0,069
λ	0,841	0,765	0,857	1,533	0,764	1,348
P (λ)	0,465	0,627	0,465	0,025	0,627	0,068

центральной тенденции (\bar{X} — среднее арифметическое, Md — медиана, Mo — мода) распределений равны или близки единице, т.е. случаю минимального проявления ЭУ. Однако величина критерия согласия Колмогорова (λ) не позволяет считать эти распределения нормальными, что свидетельствует о неоднород-

ности выборки по исследуемому признаку. Какую же величину ЭУ можно считать значимой для дифференцирования испытуемых? В этом качестве мы взяли величину ЭУ, выходящую за рамки стандартного отклонения (σ). Распределение испытуемых по этому критерию представлено в табл. 3. Сравнительно небольшое количество значимых величин ЭУ (выходящих за

Таблица 3

Распределение значений ЭУ относительно величины стандартного отклонения

Интервал	1-я серия			2-я серия		
	критическое отмеривание			критическое отмеривание		
	1-е	2-е	3-е	1-е	2-е	3-е
$X < (\bar{X} - \sigma)$	14	12	10	11	8	7
$\bar{X} \pm s$	84	81	90	87	90	93
$X > \bar{X} (+\sigma)$	12	17	10	12	12	10

рамки стандартного отклонения) связано, как нам кажется, с закономерностью оценки (отмеривания) стимулов времени и пространства вообще, так как известно, что сенсорные системы, как правило, адекватно отражают пространство и время, т. е. экспонента в функции Стивенса равна или близка к единице. В нашем эксперименте усредненный показатель степени в установочной серии равен $1,09 \pm 0,11$ — для первой серии, $1,05 \pm 0,12$ — для второй серии. Можно предположить, что при оценке или отмеривании стимулов модальностей, для которых экспонента равна или близка единице, ЭУ проявляется минимально, но это требует дополнительного исследования.

Для выяснения влияния психического напряжения на величину и динамику ЭУ сравнивались параметры распределения величин ЭУ в 1-й и 2-й сериях попарно в 1, 2, 3-м критическом предъявлениях (табл. 2). Значения мер центральной тенденции и величины стандартного отклонения характеризуют недостоверное отличие этих распределений друг от друга ($P < 0,9$). Из этого факта можно сделать, как минимум, два важных в контексте темы исследования вывода:

1. Испытуемые во второй серии отмеривают критические длительности идентично отмериванию в первой серии;

2. Испытуемые во второй серии, в ситуации психического напряжения, отмеривают критические интервалы иначе, чем в первой серии, но эти изменения взаимно поглощаются. Другими словами, те испытуемые, которые в первой серии отмеривали установочно-асимметрично, во второй отмеривают установочно-контрастно и наоборот, или отмеривали в первой серии

установочно, а во второй отмеривают адекватно и наоборот. Для проверки этого заключения было построено распределение величин отношения ЭУ во второй серии к ЭУ в первой серии для каждого испытуемого по трем критическим отмериваниям. Параметры распределений представлены в табл. 4.

Таблица 4

Параметры распределений индивидуальных величин отношения ЭУ во 2-й серии к ЭУ в 1-й серии эксперимента

Критическое отмеривание	\bar{X}	Md	σ	λ	P (λ)	As
1-е	1,006	1,006	0,077	0,195	1,0	-0,091
2-е	1,006	0,998	0,090	0,816	0,544	0,885
3-е	1,000	0,993	0,096	0,579	0,864	1,218

К нормальному, по критерию λ и коэффициенту асимметрии As, можно отнести распределение по первому критическому отмериванию, распределения по второму и третьему критическому отмериванию явно не совпадают с нормальным, что говорит в пользу второго вывода об изменении установочного реагирования в условиях психического напряжения.

В рамках обсуждения полученных результатов представляется важным коснуться некоторых собственно психофизических проблем. А именно вопроса: какова природа факторов, лежащих в основе известного феномена, получившего название эффекта последовательности [7]? В наиболее общем плане, эффект последовательности (ЭП) проявляется в зависимости оценки (отмеривания) последующих стимулов от оценки (отмеривания) предыдущих стимулов. В конкретных исследованиях ЭП может проявляться в виде частных эффектов — якорном, концовом, эффекте запаздывания [8], экстраполяционном эффекте [9]. Эффект запаздывания (ЭЗ) и экстраполяционный эффект (ЭЭ) проявляются тогда, когда ряд стимулов предъявляется в строго определенном порядке (возрастания, убывания), и если этот порядок изменить, то испытуемый фиксирует это не сразу, а после предъявления еще нескольких стимулов. Нетрудно заметить, что ЭЗ и ЭЭ, а также определяемый в нашем исследовании ЭУ — это идентичные по генезису и полученным результатам феномены. И если эффект запаздывания и эффект экстраполяции обосновывать только последовательностью предъявляемых стимулов, то в нашем эксперименте логично было бы ожидать при критическом отмеривании только ассимилятивные или адекватные ответы, мы же получили 34 % (в среднем по первой серии) и 35 % (в среднем по второй) контрастных отве-

тов, что явно не случайно и характерно именно для проявления установочного эффекта. Все это дает основание утверждать, что эффект последовательности (в частности ЭЗ, ЭЭ) имеет установочную природу. Полученные результаты и их интерпретация в определенной мере объясняют данные, полученные Л. Уордом [10], который установил, что на оценку стимула оказывает влияние не один предшествующий стимул, а, по меньшей мере, до 5 стимулов — именно столько стимулов необходимо для начальной фиксации установки.

В заключение следует отметить, что полученные результаты достаточно убедительно свидетельствуют о принципиальной возможности количественного определения эффекта установки методом психофизического шкалирования. Здесь важно, что ЭУ определяется количественно не косвенно, а на основе численных оценок непосредственно, а также, в этом варианте величина ЭУ относительная, безразмерная, что дает возможность сравнения величины и динамики ЭУ для различных модальностей. Объединение метода психофизического шкалирования с методом фиксированной установки может быть плодотворным как при исследовании установочного поведения, так и для детализации влияния факторов несенсорной природы на психофизические закономерности.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Узнадзе Д. Н. Экспериментальные основы психологии установки. Тбилиси, 1961.
2. Асмолов А. Г. Деятельность и установка. М., 1979.
3. Piaget J., Lambercier M. Essai sur un effet d'“Einstellung” survenant au cours de presentations visuelles successives (effet Usnadze) // Arch. Psychol. 1944. Vol. 30. P. 139—196.
4. Хачапуридзе Б. И. Проблемы и закономерности действия фиксированной установки. Тбилиси, 1962.
5. Кинцурашвили А. Т. К вопросу об измерении эффекта фиксированной установки // Экспериментальные исследования по психологии установки. 1971. Т. 5. С. 80—89.
6. Элькин Д. Г. Установка и дифференциация времени // Там же. С. 212—215.
7. Лупандин В. И., Седельникова О. А. Эффект последовательности в психофизическом шкалировании // Психол. журн. 1988. Т. 9, № 4. С. 100—104.
8. Лупандин В. И. Психофизическое шкалирование. Свердловск, 1989. С. 99—107.
9. Забродин Ю. М., Лебедев А. Н. Психофизиология и психофизика. М., 1977.
10. Ward L. M. Repeated magnitude estimations with a variable standart: Sequential effect and other properties // Percept. a. Psychophys. 1973. Vol. 13, Nr 2. P. 193—200.

В. Д. МИЛЛЕР
Челябинский политехнический институт
Л. И. КОВТУН
Челябинский медицинский институт

ОПЫТ ПСИХОФИЗИЧЕСКОГО ИССЛЕДОВАНИЯ МЕХАНИЗМОВ СЕНСОРНОГО ВОСПРИЯТИЯ В СРАВНИТЕЛЬНОМ ПАТОПСИХОЛОГИЧЕСКОМ АСПЕКТЕ

Принято считать, что подавляющая часть существенной при выборе поведения сенсорной информации о внешнем мире поступает к человеку при зрительном восприятии. Зрение — не только основной поставщик сенсорной информации, «...любой, даже самый элементарный акт зрения, например, видение вспышки света, следует рассматривать как акт мышления» [1, с. 3]. Содержание мышления организовано в форме модели окружающего нас мира. У людей, стоящих на разных ступенях индивидуального и психического развития, модели мира, в которых отражены объекты и события внешней среды и взаимосвязи между ними, являются неодинаковыми.

Своеобразие психического развития при олигофрении, которое выражается в недоразвитии сложных форм познавательной деятельности, а также характеризуется замедленностью и узостью ощущений и восприятий, их малой дифференцировкой, позволяет получить при сравнительном психологическом исследовании более широкое и глубокое представление о процессах восприятия и мышления и о развитии данных психических функций в онтогенезе.

Основываясь на положениях современной психофизики и выделяя в сенсорном процессе две группы переменных — сенсорные переменные и переменные процесса принятия решения, исследователи делят патологические состояния системы на два класса: патологические состояния на уровне рецепторов (периферические) и патологические состояния центральных отделов, ответственных за принятие решения [2]. При этом в случае функциональных поражений головного мозга, в частности при шизофрении, отмечается относительная сохранность собственно сенсорной чувствительности и констатируются отклонения в принятии решения [3]. В случае локальных поражений мозга имеются специфические особенности нарушений в зависимости от локализации очага поражения — при поражении височных отделов мозга снижается собственно сенсорная чувствительность, а поражение лобных областей приводит к нарушению динамики критерия принятия решения [4].

При олигофрении недоразвитие высших психических функций имеет диффузный, «тотальный», характер, что должно накладываться

вать определенный отпечаток на формирование механизмов и процессов ощущений и на восприятие в целом.

Целью данного исследования является изучение с помощью психофизических методов и особенностей организации эксперимента механизмов сенсорного восприятия у детей в норме и при патологии психики и построение на основе этих данных соответствующей модели восприятия.

Методика исследований

В эксперименте участвовали дети-олигофрены в степени дебильности и здоровые дети в возрасте 13—15 лет. Обе группы (здоровые дети и олигофрены) состояли из 30 человек. Эксперимент, в который вошли опыты по оценке величины круга и квадрата, по определению кругов методом идентификации, по шкалированию величины кругов методом интрамодального подбора квадратов, проходил в течение года в три этапа с интервалом в полгода.

Первый этап эксперимента — субъективная оценка величины круга при зрительном восприятии — состоял из пяти серий, в которых стимулы подавались в возрастающем (1-я серия), убывающем (2-я серия) и случайном (3, 4-я и 5-я серии) порядке. В качестве стимулов использовались черные круги, наклеенные на листы белой бумаги форматом 250×250 мм, площадь которых изменялась в диапазоне от 63,1 до 15848,9 мм² с шагом 0,4 лог. ед. Применялся метод оценки величины без стандарта. Испытуемые должны были давать численную оценку каждому предъявляемому тестовому стимулу любыми целыми или дробными числами, отличными от нуля.

Второй этап эксперимента — психофизическое шкалирование площади круга и квадрата при зрительном восприятии — состоял из шести серий. Серии с кругами и квадратами чередовались между собой. Стимулы предъявлялись в псевдослучайном порядке. В качестве стимулов использовались черные круги и квадраты на белом фоне одинаковой площади, равной предыдущим кругам. Испытуемые должны были давать численную оценку каждому предъявляемому тестовому стимулу относительно эталонного или стандартного, который предъявлялся в начале каждой серии. В качестве стандартного стимула применялся круг (квадрат) площадью 398,1 мм², которому приписывалось численное значение «10».

Третий этап эксперимента состоял из трех серий. Первая серия — определение кругов методом идентификации. В качестве стимулов использовались 7 черных кругов на белом фоне площадью от 125,9 до 1995,3 мм² с шагом 0,2 лог. ед. Испытуемым давалась инструкция: отыскать среди всех предъявляемых в случайном порядке стимулов стандартный, который предъявлялся им в начале серии. В качестве стандартного стимула использовались поочередно 2,4-й и 6-й по величине круги.

Вторая серия включала в себя оценку площади круга методом интрамодального подбора квадратов. Количество предъявляемых стимулов — 14 (7 с шагом 0,2 лог. ед. и 7 с шагом 0,4 лог. ед.). Квадраты, при помощи которых испытуемым предлагалось оценивать круги, были наклеены на лист белой бумаги в порядке возрастания в три ряда в количестве 25 штук. Площадь их изменялась в диапазоне от 63,1 до 1584,9 мм² с шагом 0,1 лог. ед. Задача испытуемых состояла в том, чтобы при предъявлении экспериментатором круга подобрать соответствующий ему по размеру квадрат.

В третьей серии испытуемым предлагалось оценить площадь двух кругов, предъявляемых одновременно на одной карточке, путем подбора двух квадратов. Справа на карточке располагались круги с шагом 9,2 лог. ед., слева — 0,4 лог. ед.

Данные эксперимента усреднялись по группам. Методом наименьших квадратов с линейным уравнением регрессии в логарифмических координатах определялись величина показателя степени и ошибки регрессии функции субъективного шкалирования.

Результаты опытов и их обсуждение

В табл. 1 представлены параметры субъективной оценки размера круга в пяти сериях I этапа эксперимента. Значение $b \pm t \cdot S_b$ соответствует величине экспоненты степенной функции с дове-

Таблица 1

Параметры функции субъективной оценки величины круга в пяти сериях I этапа эксперимента у здоровых детей и детей-олигофренов

Серия	Здоровые дети			Дети-олигофрены		
	$b \pm t \cdot S_b$	σ	σ/b	$b \pm t \cdot S_b$	σ	σ/b
1-я	$0,562 \pm 0,016$	0,090	0,160	$0,382 \pm 0,016$	0,090	0,236
2-я	$0,590 \pm 0,019$	0,112	0,190	$0,401 \pm 0,017$	0,101	0,252
3-я	$0,543 \pm 0,023$	0,134	0,247	$0,364 \pm 0,027$	0,159	0,438
4-я	$0,538 \pm 0,020$	0,118	0,219	$0,389 \pm 0,018$	0,103	0,265
5-я	$0,539 \pm 0,021$	0,120	0,223	$0,395 \pm 0,013$	0,089	0,225

рительным интервалом для вероятности 95 %, σ — величина ошибки регрессии.

Из табл. 1 можно видеть, что в группе здоровых детей величина показателя степени функции Стивенса во всех пяти сериях достоверно выше, чем у детей-олигофренов. Имеются также некоторые различия в динамике изменения данных параметров в сериях данного этапа эксперимента, но они не так ярко выражены.

В связи с тем, что в обеих группах испытуемых величины экспонент резко различаются между собой, было введено отношение σ/b , меньшая величина которого указывает на большее приближение функции к степенной зависимости (см. табл. 1). Можно видеть, что величина σ/b во всех сериях у нормальных школьников значительно меньше, чем у больных детей.

С целью выяснения значительных различий параметров функции психофизического шкалирования был проведен анализ встре-

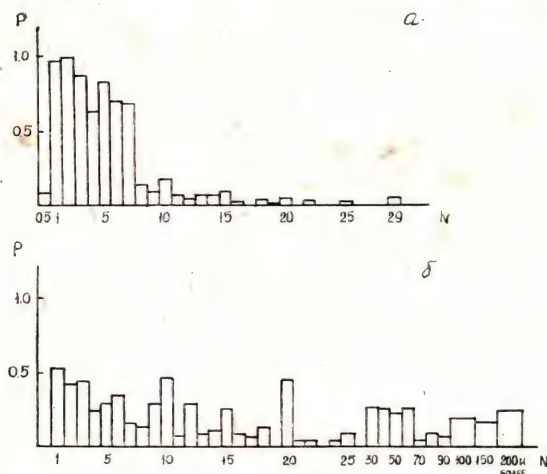


Рис. 1. Гистограммы встречаемости оценок у детей-олигофренов (а) и здоровых детей (б) в сериях I этапа эксперимента

чаемости оценок у данных групп испытуемых во всех пяти сериях I этапа эксперимента, который представлен в виде гистограммы на рис. 1. Можно отметить, что в процессе оценивания стимулов больные и здоровые испытуемые используют различный диапазон оценок: у здоровых детей он намного шире (от 1 до 700), чем у дебилов (0,5 до 29). В соответствии с этим наблюдается различный характер встречаемости оценок. У дебилов максимум встречаемости приходится на оценки 1—7 с пиком для оценки «2»; после оценки «7» наблюдается резкий спад. У здоровых детей распределение их более равномерно во всем исследуемом диапазоне; наблюдается три максимума для оценок 1, 10 и 20 с постепенным снижением встречаемости оценок после этих максимумов.

Таким образом, испытуемые обследованных групп отличаются как по диапазону используемых в процессе шкалирования оценок, так и по характеру их встречаемости, что, по-видимому, говорит о различной ценности числовых значений и умении оперировать ими.

Параметры функции Стивенса в сериях II этапа эксперимента представлены в табл. 2. Как и в I этапе эксперимента, в группе здоровых детей величина экспоненты во всех шести сериях достоверно больше, чем у детей-олигофренов, что указывает на более выраженный рост величины ощущений при изменении величины стимула у здоровых детей в сравнении с больными. При этом у здоровых детей величина ошибки регрессии во всех сериях данного этапа эксперимента значительно меньше, чем у

Таблица 2

Параметры функции субъективной оценки величины круга и квадрата в шести сериях II этапа эксперимента у здоровых детей и детей-олигофренов

Серия	Здоровые дети			Дети-олигофрены		
	$b \pm t \cdot S_b$	σ	σ/b	$b \pm t \cdot S_b$	σ	σ/b
1-я	$0,553 \pm 0,011$	0,064	0,116	$0,524 \pm 0,016$	0,093	0,117
2-я	$0,571 \pm 0,006$	0,036	0,063	$0,477 \pm 0,012$	0,072	0,151
3-я	$0,578 \pm 0,007$	0,038	0,066	$0,521 \pm 0,015$	0,089	0,171
4-я	$0,581 \pm 0,009$	0,052	0,090	$0,539 \pm 0,017$	0,098	0,182
5-я	$0,584 \pm 0,007$	0,041	0,070	$0,549 \pm 0,019$	0,113	0,206
6-я	$0,586 \pm 0,009$	0,052	0,089	$0,543 \pm 0,017$	0,099	0,168

дебилов. Это говорит о том, что у здоровых детей функция субъективной оценки в большей мере подчинена степенному закону Стивенса, на что также указывает величина σ/b . Таким образом, при большем росте величины ощущений здоровые дети делают меньшее количество ошибок при оценке стимулов, чем дети-олигофрены.

В оценке площади круга и квадрата явных различий у испытуемых обеих групп не наблюдается, но можно отметить, что у здоровых детей величина показателя степени в первой серии достоверно меньше, чем во второй и последующих сериях. У олигофренов, напротив, происходит достоверное снижение величины экспоненты во второй серии этапа. При этом в данной серии как у больных, так и у здоровых испытуемых, величина ошибки регрессии принимает минимальное значение. По-видимому, это связано с тем, что при переходе от оценки кругов к оценке квадратов проявляется ориентировочная реакция, которая выражается в повышении внимания и более точной оценке стимулов. У здоровых людей ориентировочная реакция проявляется в повышении величины ощущения, в то время как у олигофренов наблюдается ее понижение.

На II этапе эксперимента также был проведен анализ встречаемости оценок, который представлен в виде гистограммы на

рис. 2. Необходимо отметить, что с введением стандарта во II этапе изменился вид гистограммы распределения оценок как у больных, так и у здоровых испытуемых, причем у первых в большей степени. Интересным представляется тот факт, что с введением стандарта различия в выборе оценок и их диапазоне у данных групп испытуемых становятся менее выраженными.

Анализ гистограмм, проведенный отдельно для кругов и квадратов, показывает, что испытуемые обеих групп при шка-

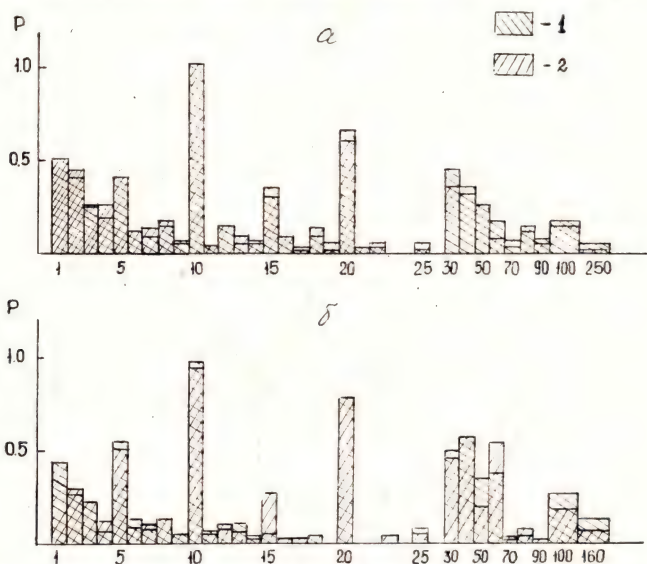


Рис. 2. Гистограммы встречаемости оценок у детей-олигофренов (а) и здоровых детей (б) в сериях II этапа эксперимента: 1 — круги, 2 — квадраты

лировании различных геометрических фигур используют приблизительно одни и те же оценки, что подтверждается также отсутствием выраженных различий в психофизических параметрах функции субъективного шкалирования.

Таким образом, в двух первых этапах эксперимента, используя метод оценки величины со стандартом и без него, мы получили значимые различия параметров субъективной оценки у здоровых детей и олигофренов. Для того чтобы определить, каковы механизмы этих различий и на каком уровне оценки они возникают, были проведены опыты с использованием методов идентификации и интрамодального подбора, которые вошли в III этап эксперимента.

Результаты опытов по определению кругов методом идентификации представлены на рис. 3. Можно видеть, что у здоровых детей пики идентифицируемых стимулов приходятся на стандарт-

ные стимулы. При этом для второго стандарта наблюдается ярко выраженная асимметрия с преобладанием больших по величине идентифицируемых стимулов, что указывает на тенденцию к завышению оценки меньших по величине стимулов. Четвертый стандарт определяется без какой-либо тенденции к завышению или занижению оценки, поскольку имеется приблизительно равное количество оценок больших и меньших стандарта. Для шестого стандарта также наблюдается ярко выраженная асимметрия с преобладанием меньших по величине идентифицируемых стимулов, что указывает на тенденцию к занижению оценки больших стимулов. У олигофренов в отличие от нормальных школьников не все пики идентифицируемых стимулов приходятся на стандарт. В частности, для четвертого стандарта пик приходится на 5-й стимул, причем подбираемые стимулы находятся в диапазоне от 2 до 6, т. е. при идентификации среднего по величине стимула олигофрены допускают наибольшее количество ошибок. Для второго и шестого стандартов у них нет ярко выраженной асимметрии, которая наблюдается у нормальных школьников. В целом можно отметить меньшее число совпадений идентифицируемых стимулов со стандартом у олигофренов в сравнении с нормой. Таким образом, результаты данного исследования показывают, что уже на этом уровне оценки у олигофренов и нормальных школьников имеются различия.

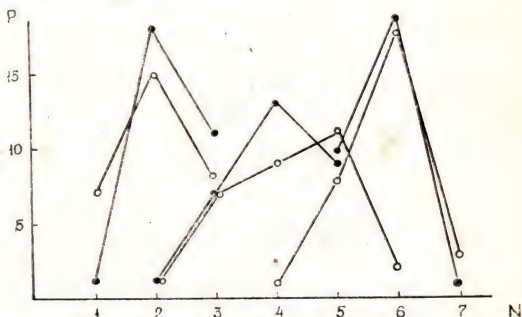


Рис. 3. Кривые распределения числа стимулов, идентифицируемых как стандарт, у здоровых и больных детей: ● — здоровые дети, ○ — дети-олигофрены

Во 2-й и 3-й сериях III этапа эксперимента проводились опыты по шкалированию площади круга методом интрамодального подбора квадратов. Также определялись величина показателя степени и ошибки регрессии: в качестве оценки использовалась площадь подбираемых квадратов. Данные этих опытов представлены в табл. 3.

Прежде всего необходимо отметить, что в данных сериях эксперимента, как и в предыдущих, наблюдается большая величина экспоненты и меньшая величина ошибки регрессии и отношения σ/b у здоровых детей в сравнении с олигофренами. Это доказывает, что независимо от способа или метода оценки стимулов при недоразвитии высших психических функций наблюдается снижение величины ощущений, которое сопровождается увеличением ошибок в оценивании. Также важно отметить, что

во второй серии у олигофренов имеются достоверные различия параметров шкалирования в зависимости от шага подачи стимулов. У здоровых детей величины экспоненты почти не меняются, величины σ и σ/b повышаются при увеличении шага стимулов. Как у здоровых, так и у больных детей имеются достоверные различия параметров шкалирования при одиночном и парном предъявлении стимулов. При этом группа олигофренов

Таблица 3

Параметры функции психофизического шкалирования величины кругов методом интрамодального подбора квадратов во 2-й и 3-й сериях III этапа эксперимента у здоровых детей и детей-олигофренов

Серия	Шаг стимулов	Здоровые дети			Дети-олигофрены		
		$b \pm t \cdot S_b$	σ	σ/b	$b \pm t \cdot S_b$	σ	σ/b
2-я	0,2 лог. ед.	$0,918 \pm 0,008$	0,022	0,024	$0,846 \pm 0,031$	0,090	0,106
	0,4 лог. ед.	$0,915 \pm 0,015$	0,086	0,094	$0,911 \pm 0,027$	0,155	0,170
3-я	0,2 лог. ед.	$1,063 \pm 0,049$	0,139	0,131	$1,025 \pm 0,049$	0,141	0,138
	0,4 лог. ед.	$0,881 \pm 0,017$	0,100	0,114	$0,838 \pm 0,028$	0,160	0,191

отличается от здоровых детей по динамике изменения данных параметров.

В идеальном случае при оценке кругов методом интрамодального подбора квадратов показатель степени функции Стивенса должен быть равен единице. Но нами было установлено (см. табл. 3), что как у здоровых, так и у больных детей во всех сериях он отличен от единицы, что, по-видимому, объясняется влиянием «эффекта регрессии», сущность которого описана в работах Стивенса и Гринбаума [5], Кросса [6], Р. и М. Тетсуянов [7] и заключается в том, что при сравнении между собой двух сенсорных континуумов диапазон подбираемых стимулов (в нашем случае квадратов) имеет тенденцию занижаться. При парном предъявлении стимулов показатель степени для кругов с шагом 0,2 лог. ед. больше единицы. Можно предположить, что нарушение «эффекта регрессии» в данном случае происходит потому, что наряду с оцениванием стимулов, предъявляемых в паре, приходится соотносить их между собой, в результате чего один из предъявляемых стимулов недооценивается, а другой — переоценивается.

Для более детального рассмотрения данных явлений были построены кривые субъективной оценки в двойных логарифмических координатах, которые соотносились с «теоретической»

прямой при $b=1$, и было вычислено среднее квадратическое по формуле

$$\sigma_y = \sqrt{\frac{1}{n-1} \cdot \sum (y_e - y_t)^2},$$

где y_e — логарифм экспериментальной оценки; y_t — логарифм теоретической оценки; n — количество стимулов в ряду. Данные, представленные в табл. 4, указывают на то, что во всех случаях

Таблица 4

Сравнение величин среднего квадратического отклонения при исследовании теоретических и экспериментальных оценок у детей-олигофренов и здоровых детей

Шаг стимулов	Здоровые дети		Дети-олигофрены	
	одиночное предъявление	парное предъявление	одиночное предъявление	парное предъявление
0,2 лог. ед.	0,078	0,188	0,143	0,246
0,4 лог. ед.	0,207	0,256	0,286	0,325

степень отличия экспериментальной оценки от теоретической в гораздо большей мере выражена у олигофренов, чем у нормальных школьников, т.е. последние более адекватно производят оценку стимулов. Также можно отметить, что оценка стимулов при парном предъявлении является менее адекватной у обеих групп испытуемых.

Джонс и Маркус [8], Джонс и Уоскоу [9], Рул [10] и другие авторы выделяют два независимых фактора, способных повлиять на процесс оценки стимулов: 1) использование определенного типа ответов, в основе которых лежат различные концепции числовых оценок, разные количественные критерии; 2) особенности обработки стимула в сенсорной системе (собственно перцептивный).

В подтверждение первого фактора говорят данные, установленные нами при анализе встречаемости оценок. В двух группах испытуемых были получены различия в способе оперирования численными значениями, которые зависели не только от уровня психического развития испытуемых, но и от методики проведения эксперимента.

Возвращаясь к гистограммам оценок, можно констатировать тот факт, что олигофрены при произвольном шкалировании и шкалировании со стандартом пользуются резко различающимися численными значениями (шкалами оценок). В первом случае, по-видимому, они «упрощают» для себя инструкцию и лишь производят расстановку стимулов в ряду, не соотнося их между

собой по величине, т.е. используют в основном качественные критерии «больше — меньше», или порядковую счетную шкалу. В пользу данного предположения говорит то, что многие испытуемые из группы олигофренов оценивают стимулы числами от 1 до 7. При небольшом изменении методики (введении стандарта) диапазон и характер распределения оценок у олигофренов резко изменяется.

У здоровых испытуемых в процессе произвольного шкалирования диапазон оценок гораздо более широкий, чем у олигофренов. При введении стандарта, в отличие от олигофренов, он, наоборот, сужается.

Таким образом, влияние первого выделенного нами фактора — тенденции использовать определенный тип ответов, в основе которых лежат различные количественные критерии, — является очевидным.

В эксперименте было установлено, что во всех сериях опытов, при различных методических подходах величина показателя степени функции Стивенса у здоровых испытуемых принимает большее значение, чем у олигофренов. В последнее время в психофизической литературе степень роста ощущения при увеличении интенсивности или величины стимулов связывают с индивидуальными психологическими особенностями испытуемых, с различиями в протекании нервных процессов [11—13]. Меньшая величина ощущения (показателя степени) у олигофренов, по-видимому, указывает на то, что в процессе оценивания стимулов у них задействовано меньшее количество нейронных структур (степеней свободы), что в свою очередь приводит к увеличению количества ошибок. Данное предположение подтверждается работой Э. А. Костандова, который при исследовании функциональной асимметрии полушарий мозга больных олигофренией методом вызванных потенциалов пришел к выводу, что «...у олигофренов внешний сигнал вызывает возбуждение меньшего, по сравнению с нормой, числа корковых элементов в обоих полушариях (особенно левого), принимающих участие в обработке поступающей информации, что, несомненно, должно сказаться на скорости ее анализа и синтеза и их качестве» [14, с. 58].

Другим немаловажным психофизическим показателем, характеризующим различия в особенностях психического развития, является ошибка регрессии. В нашем эксперименте было установлено, что у здоровых детей величина ошибки регрессии имеет меньшее значение, чем у детей олигофренов. Исключение составляют те случаи, когда у испытуемых данных групп резко различаются величины экспонент. Более правильным здесь является сравнение не самой ошибки регрессии, а отношения σ/b , которое позволяет нам сравнить данные всех трех этапов эксперимента. При анализе этих данных было установлено, что наиболее адекватными для обеих групп испытуемых являются оценка методом интрамодального подбора и шкалирование со стандар-

том, и наименее адекватным — произвольное шкалирование; причем для олигофренов более оптимальным является интрамодальный подбор, а для нормальных школьников — шкалирование со стандартом. Это можно объяснить тем, что при количественной оценке стимулов испытуемые соотносят между собой два сенсорных континуума (численный и стимульный), тогда как в случае интрамодального подбора фигурирует лишь стимульный континуум одной сенсорной модальности. Для олигофренов этот механизм оценивания является более оптимальным, поскольку он затрагивает в основном перцептивный уровень, а процессы анализа и синтеза сведены к минимуму. Это подтверждается клиническими данными о том, что у олигофренов страдает абстрактное мышление (т.е. оперирование числовыми значениями для них затруднено) при относительной сохранности конкретного мышления.

Таким образом, полученные нами данные в психофизическом опыте указывают на то, что при олигофрении имеются нарушения на всех уровнях оценки сигналов — перцептивном и ответственном за принятие решения или выбор соответствующих количественных критериев, причем последний уровень страдает в большей степени. Опыты Шумилиной и Гамбарян, описанные П. К. Анохиным, показывают также, что «...процесс принятия решения страдает в первую очередь после различных вмешательств в центральную нервную систему» [15, с. 93]. Но в то же время выявленные нами различия параметров оценки стимулов, подтверждая диффузный характер нарушений, указывают на взаимосвязь данных параметров с функциональными перестройками в центральной нервной системе. Поэтому, на наш взгляд, не вполне правомерным является выделение механизма или блока принятия решения, который является лишь одним из элементов (хотя и завершающим) процессов анализа и синтеза, имеющих место при оценке стимулов и других сенсорно-перцептивных процессах. Более логичным было бы выделение двух уровней: перцептивного и функционального. Первый ответствен за протекание нервных процессов, второй же указывает на установление функциональных взаимодействий в системе, обеспечивающих процессы анализа, синтеза и принятия решения. Первый уровень описывает энергетические, второй — информационные взаимодействия в системе. При этом данные уровни или механизмы являются взаимодополнительными.

Выводы

1. В экспериментальном исследовании при использовании различных методов психофизического шкалирования установлены достоверные различия параметров шкалирования у больных олигофренией в степени дебильности по сравнению с нормой.

2. Установленные различия параметров шкалирования показывают, что при олигофрении имеются нарушения на всех уровнях оценки стимулов, при этом в большей мере страдают центральные механизмы, ответственные за процессы анализа, синтеза и принятия решения.

3. Предлагается выделить двух уровней: перцептивного и функционального, описывающих энергетические и информационные процессы в системе.

4. Результаты опытов показывают, что психофизические методы исследования могут быть использованы в медицине, психологии, педагогике и дефектологии для более точной диагностики и интенсификации процессов обучения, воспитания и реабилитации.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Глезер В. Д. Зрение и мышление. Л., 1985.
2. Забродин Ю. М., Корж Н. Н. Теория решений в сенсорных процессах и ее приложение к патологии // Психофизические исследования. М., 1977.
3. Бардин К. В., Тотрова Н. Г. Нарушение сенсорно-перцептивного процесса у больных шизофренией // Психофизика дискретных и непрерывных задач. М., 1985. С. 153—171.
4. Забродин Ю. М., Фришман Е. З. Индивидуальные особенности динамики сенсорной чувствительности в норме и патологии // Психофизические исследования. М., 1977. С. 246—263.
5. Stevens S. S., Greenbaum H. B. Regression effect in psychophysical judgment // Percept. a. Psychophys. 1966. Vol. 1. P. 439—446.
6. Cross D. V. Sequential dependences and regression in psychophysical judgments // Percept. a. Psychophys. 1973. Vol. 14, Nr 3. P. 547—552.
7. Teghtsoonian R., Teghtsoonian M. Range and regression effects in magnitude scaling // Percept. a. Psychophys. 1978. Vol. 24, Nr 4. P. 305—314.
8. Jones F. N., Marcus M. J. The subject effect in judgments of subjective magnitude // J. Exp. Psychol. 1961. Vol. 61, Nr 1. P. 40—44.
9. Jones F. N., Woscow M. J. On the relationship between estimates of magnitude of loudness and pitch // Amer. J. Psychol. 1962. Vol. 75. P. 669—671.
10. Rule S. J. Subject differences in exponents of psychophysical power function // Percept. a. Motor Skills. 1966. Vol. 27. P. 1125—1126.
11. Ратанова Т. А. Дифференциальная громкостная чувствительность, сила нервной системы и психофизические шкалы громкости // Вопросы психологии. 1983. № 1. С. 122—129.
12. Чуприкова Н. И., Ратанова Т. А. Величина ощущений, субъективные реакции организма на стимулы возрастающей интенсивности и сила нервной системы // Психол. журн. 1983. Т. 4, № 6. С. 39—47.
13. Reason J. T. Individual differences in auditory reaction time and loudness estimation // Percept. a. Motor Skills. 1968. Vol. 26. P. 1089—1090.
14. Костандов Э. А. Функциональная асимметрия полушарий мозга и неосознаваемое восприятие. М., 1983.
15. Анохин П. К. Избранные труды. Философские аспекты теории функциональной системы. М., 1978.

**ЗАКОНОМЕРНОСТИ СУБЪЕКТИВНОЙ ОЦЕНКИ ЧАСТОТНЫХ ПАРАМЕТРОВ
СВЕТОВЫХ И ЗВУКОВЫХ СТИМУЛОВ**

Проблеме индивидуальных особенностей в психофизическом шкалировании посвящено много работ. Данные исследований на этот счет сводятся к следующему. Индивидуальные функции обладают большой вариабельностью, они могут описываться степенной и логарифмической функциями, а также функциями промежуточными между ними [1]. При этом величина экспоненты значительно варьирует у разных испытуемых при оценке одного и того же стимульного ряда [2]. В связи с этим функция Стивенса была взята под сомнение — не является ли она артефактом усреднения, так как индивидуальные функции не подчиняются закону Стивенса, а усредненные данные имеют к ней хорошее приближение [2]. С. Стивенс своими работами опровергает эту точку зрения, доказывая, что если бы каждый испытуемый имел систематическое отклонение, а не случайное, то никакими усреднениями нельзя было бы получить степенную функцию [3].

В ряде работ было установлено, что испытуемый имеет относительно стабильную шкалу для разных модальностей [4] и при повторении опыта [5, 6]. В то же время У. Гарнер [7] в своих исследованиях отмечает значительные вариации субъективных оценок у испытуемого в процессе эксперимента и при его повторении. Многообразие индивидуальных функций связывают: со статистическим разбросом данных [8], с особенностями восприятия у разных испытуемых [9, 10], с выбором предпочитаемых оценок [11], с характером субъективного суждения [12], со случайными факторами [13], с влиянием мотиваций на характер суждений и оценок [14] и т. д.

С. Стивенс [3] считает, что индивидуальные различия оценок обусловлены самим процессом субъективного шкалирования и устраняются получением среднегрупповых данных. Статистическая обработка данных предполагает однородный контингент испытуемых, и распределение индивидуальных функций должно подчиняться закону случайных ошибок. Однако ряд исследователей установил, что для некоторых модальностей (например, яркость света и громкость звука) распределение индивидуальных функций достоверно отличается от нормального и является асимметричным [15—17]. Для других модальностей (оценка длины линий) распределение индивидуальных показателей близко к нормальному [17]. И. А. Рыбин и соавторы [15] связывают асимметричность распределений с типологической дивер-

генцией индивидуальных степенных функций и цифровым способом оценки стимула.

Изучению особенностей индивидуальных функций субъективной оценки стимула и характера их распределений еще на двух модальностях — частоте световых вспышек (ЧСВ) и частоте звуковых щелчков (ЧЗЩ) — посвящена эта работа.

Методика

Всего было проведено 200 психофизических опытов на 100 испытуемых. В качестве испытуемых были заняты студенты дневного отделения УрГУ, школьники 8—10 классов и сотрудники биологического факультета университета. Возраст испытуемых от 15 до 30 лет.

При исследовании частоты световых вспышек использовался фотостимулятор ФС-02. Испытуемый размещался в затемненной камере в условиях предварительной 2-минутной адаптации. Общение с экспериментатором проводилось с помощью переговорного устройства. При исследовании частоты звуковых щелчков использовался электронный стимулятор ЭСЛ-2. Частота звуковых щелчков варьировала от 0,5 до 16 Гц, длительность 1 мс.

Перед началом эксперимента испытуемые знакомились с инструкцией следующего содержания: «Вам будут предъявляться световые вспышки (звуковые щелчки) различной частоты. Вы должны количественно оценить частоту этих вспышек (щелчков). Оценка может даваться любыми числами (целыми или дробными), отличными от нуля, при условии, что численная оценка должна быть пропорциональна частоте вспышек (щелчков). Чем больше частота, тем выше численное значение оценки».

Опыт состоит из двух серий. В первой серии Вы должны внимательно наблюдать за световыми вспышками (прослушать звуковые щелчки) и мысленно оценивать их. Во время второй серии — дать словесную (численную) оценку каждой из предъявленных частот».

Инструкция предъявлялась в письменном виде, в случае возникновения вопросов со стороны испытуемого экспериментатор давал необходимые разъяснения. Каждый испытуемый принимал участие в двух экспериментах: по оценке ЧСВ и по оценке ЧЗЩ. Перерыв между опытами составлял не более 5—10 минут.

Ряд предъявляемых частот состоял из 7 сигналов. Частоты предъявлялись одни и те же при оценке ЧСВ и при оценке ЧЗЩ. Порядок предъявления частот был следующим: 0,9; 2,8; 0,5; 1,6; 5,0; 16,0; 9,0 Гц, диапазон частот составлял 1,5 лог. ед. Время предъявления частот — 10 с, интервалы между частотами — 10—15 с.

Для каждого испытуемого вычислялся показатель степени b и ошибка регрессии σ степенной функции Стивенса. Расчеты проводились методом наименьших квадратов с линейным уравнением регрессии в двойных логарифмических координатах. По результатам строились распределения индивидуальных показателей степени и вычислялись теоретические распределения при оптимальном «шаге» с использованием критерия Колмогорова для определения согласия между теоретическим и экспериментальным распределениями.

Результаты опытов и их обсуждение

По индивидуальным экспонентам были получены усредненные значения, которые позволили построить суммарную функцию субъективной оценки ЧСВ и ЧЗЩ в двойных логарифмических координатах. На рис. 1 видно, что усредненные функции оценки ЧСВ и ЧЗЩ отличаются друг от друга незначительно. Это свидетельствует о том, что частотные параметры воспринимаются независимо от модальности стимула.

Следующим этапом нашей работы было построение распределений индивидуальных экспонент по исследуемым модальностям. В опытах мы обнаружили, что распределение экспонент асимметрично (рис. 2). Доказательством такой асимметричности является несовпадение среднего арифметического значения и медианы полученных распределений.

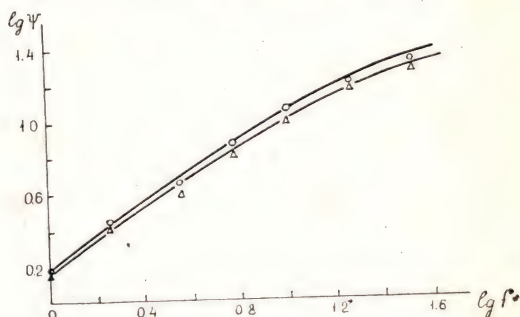


Рис. 1. График зависимости субъективной оценки ЧСВ и ЧЗЩ от предьявляемой частоты: Δ — частота световых вспышек, \bigcirc — частота звуковых щелчков

Модальность	Среднее	Медиана
частота световых вспышек	0,757	0,665
частота звуковых щелчков	0,751	0,705

Аппроксимируя полученные результаты распределением Пуассона и используя критерий Колмогорова, мы получили достоверное совпадение теоретических и экспериментальных данных.

Пуассоновское распределение предполагает дискретное изменение исследуемой величины. Если это дискретно изменяю-

щаяся шкала, то можно предположить, что существуют такие равновеликие интервалы, при которых вероятность согласия с распределением Пуассона будет наибольшей. Проанализировав, мы получили максимальное приближение при ширине интер-

вала: $\Delta=0,11$ — для световых вспышек, $\Delta=0,12$ — для звуковых щелчков.

Данные о вероятности согласия индивидуальных экспонент с распределением Пуассона при разной ширине интервала представлены в таблице.

Пуассоновское распределение индивидуальных функций означает, что величины показателей степени не могут принимать любые значения (это дало бы нам кривую нормального распределения), а являются дискретными величинами.

Это можно объяснить дискретностью шкалы численных оценок, которая предполагает, что оценка стимулов происходит по цифровому, а не аналоговому, принципу [15]. Отсюда следует, что распределение Пуассона характеризует функциональные особенности восприятия и оценки стимулов. Другими словами, цифровой принцип основан на том, что тестируемый стимул попадает в определенную ячейку числен-

ного ряда, соответственно оцениваемую субъектом.

Другим вариантом объяснения полученных данных является то, что дискретность распределений обусловлена индивидуальными особенностями восприятия и оценки у разных испытуемых. По данным рис. 2 видно, что можно выделить 2 пика как на распределении показателей степени для ЧСВ, так и на распределении для ЧЗЩ. Можно предположить, что общая группа испытуемых является гетерогенной и состоит из двух или более подгрупп, характеризующихся своими особенностями шкалирования.

Так как ранее мы предположили, что частота воспринимается независимо от модальности, то пики на распределениях должны совпасть, и между индивидуальными оценками должна существовать тесная корреляция. Проведя анализ, мы устано-

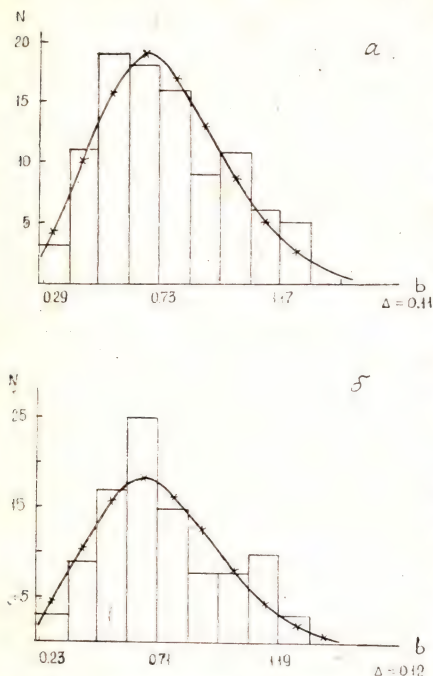


Рис. 2. Распределения индивидуальных показателей степени функций субъективной оценки частоты: а) частота световых вспышек, б) частота звуковых щелчков

вили, что корреляция между индивидуальными функциями оценки ЧСВ и ЧЗЩ достаточно велика для экспоненты b и относительно низка для σ (несмотря на условия эксперимента, в котором испытуемому приходилось оценивать ЧСВ и ЧЗЩ последовательно с небольшим интервалом времени между ними)

$$r_b = 0,577 \ (P < 0,01), \ r_\sigma = 0,257 \ (P = 0,01).$$

Достаточно высокая корреляция между индивидуальными показателями степени для ЧСВ и ЧЗЩ еще раз доказывает, что

Таблица

Вероятность согласия индивидуальных экспонент оценки частоты ЧСВ и ЧЗЩ с распределением Пуассона при разных интервалах

Световые вспышки			Звуковые щелчки		
Δ	λ	$P(\lambda)$	Δ	λ	$P(\lambda)$
0,05	0,872	0,440	0,05	0,935	0,339
0,06	0,727	0,660	0,06	0,809	0,528
0,07	0,719	0,680	0,07	0,702	0,680
0,08	0,645	0,792	0,08	0,591	0,877
0,09	0,424	0,994	0,09	0,754	0,628
0,10	0,438	0,902	0,10	0,414	0,996
0,11	0,156	1,000	0,11	0,575	0,889
0,12	0,545	0,992	0,12	0,259	1,000

размерность субъективных шкал этих двух модальностей для одних и тех же испытуемых незначительно отличается друг от друга. Что же касается σ , то эта величина, характеризующая степень приближения индивидуальных функций к степенной функции Стивенса, является модально-специфичной.

Итак, можно считать, что обе версии относительно дискретности индивидуальных показателей психофизических функций верны. Другими словами, особенности распределения индивидуальных функций оценок частоты связаны с дискретным способом шкалирования и с типологическими особенностями восприятия испытуемых.

Выводы

1. Усредненные функции субъективной оценки частоты световых вспышек и звуковых щелчков описываются степенными функциями с показателями степени 0,66—0,76.

2. Распределение индивидуальных экспонент оценки ЧСВ и ЧЗЩ соответствует распределению Пуассона с оптимальным «шагом» равным 0,11—0,12.

3. Между параметрами индивидуальных функций оценки ЧСВ и ЧЗЩ существует достоверная корреляция, т.е. большинство испытуемых пользуются одной и той же шкалой при оценке стимулов обеих модальностей.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Лупандин В. И. Проблема субъективного измерения в психофизике // Вопросы сенсорного восприятия. Свердловск, 1982. С. 18—25.
2. Jones F. N., Marcus M. J. The subject effect in judgments of subjective magnitude // J. exp. Psychol. 1961. Vol. 61, Nr 1. P. 40—44.
3. Stevens S. S. Psychophysics. N. Y., 1975.
4. Rule S. J. Subject differences in exponents of psychophysical power functions // Percept. a. Motor Skills. 1966. Vol. 23. P. 1125—1126.
5. England W., Dauson W. E. Individual differences in power functions for a 1-week intersession interval // Percept. a. Psychophys. 1974. Vol. 15(2). P. 349—352.
6. Verrillo R. T. Stability of line-length estimates using the method of absolute magnitude estimation // Percept. a. Psychophys. 1983. Vol. 33(39). P. 261—265.
7. Garner W. R. Some statistical aspects of half-loudness judgments // J. Acoust. Soc. Amer. 1952. Vol. 24(29). P. 152—157.
8. Pouton E. C., Edwards R. J., Fowler T. J. Eliminating subjective biases in judging the loudness of a 1-kHz tone // Percept. a. Psychophys. 1980. Vol. 27(2). P. 93—103.
9. Berglund B., Berglund U., Ekman G., Engen T. Individual psychophysical functions for 28 odorants // Percept. a. Psychophys. 1971. V. 9(3B). P. 379—384.
10. Ekman G., Hosman B., Lindman R. et al. Interindividual differences in scaling performance // Percept. a. Motor Skills. 1968. Vol. 26. P. 815—823.
11. Baird J. C., Noma E. Psychophysical study of numbers. 1. Generation of numerical responses // Psychol. Res. 1975. Vol. 37. P. 281—297.
12. Sjöberg L. A method for sensation scaling based on analogy between perception and judgment // Percept. a. Psychophys. 1966. Vol. P. 131—136.
13. Teghtsoonian M., Teghtsoonian R. How repeatable are Stevens power law exponents for individual subjects? // Percept. a. Psychophys 1971. Vol. 10(3). P. 147—149.
14. Goldner J., Render M. C., Riba B., Jarmon D. Neutral vs. egoorienting instructions: effects of judgments of magnitude estimations // Percept. a. Psychophys. 1971. Vol. 9(1B). P. 84—88.
15. Рыбин И. А., Шамков Н. В., Лупандин В. И., Приходкина Л. И. О распределении индивидуальных показателей субъективной оценки громкости // Физиология человека. 1983. № 5. С. 806—811.
16. Приходкина Л. И. О возможности усреднения индивидуальных данных по субъективной оценке сенсорного стимула // Вопросы сенсорного восприятия. Свердловск, 1982. С. 82—85.
17. Baird J. C., Noma E. Fundamentals of scaling and psychophysics. N. Y., 1978.

**ДИФФЕРЕНЦИАЛЬНЫЙ ПОДХОД В ПСИХОФИЗИЧЕСКИХ ИССЛЕДОВАНИЯХ
ЗРИТЕЛЬНОГО ВОСПРИЯТИЯ ДЕТЕЙ**

Под дифференциальным подходом в психофизических исследованиях следует подразумевать совокупность методов исследования, которые способствуют выявлению индивидуальных психофизических различий между людьми разного пола, возраста, физиологических, биохимических и психологических особенностей.

Впервые индивидуальные особенности зрительного восприятия детей исследовал немецкий ученый Э. Мейман. Используя метод минимальных изменений и метод средних ошибок, он выявил у детей при исследовании глазомера, восприятия формы и цвета предметов существенную зависимость от возраста [1]. После работ Меймана наступило длительное затишье, и только в 1963 году была опубликована экспериментальная работа, где в психофизических экспериментах 60 испытуемых в возрасте от 5 до 30 лет оценивали расстояние до объекта аддитивным методом [2]. Эти эксперименты, проведенные Hagway (1963), показали, что как для взрослых, так и для детей характерна ошибка переоценки, хотя у детей она значительно выше и возрастает с увеличением физического расстояния. Автор также указывает, что с возрастом ошибка уменьшается и с 12-летнего возраста стабилизируется примерно на одном уровне. Позднее было проведено кроссмодальное исследование восприятия уровня яркости пропорционально уровню воспринимаемой громкости на 5-летних детях и взрослых [3]; исследовался также онтогенез сенсорных систем у 3- и 4-летних детей, и было установлено, что дети данного возраста лучше справляются со зрительными задачами сравнения форм, чем с тактильными [4] — эти работы показали существенную роль возрастного фактора при зрительном восприятии.

Исследовались также половые различия сенсорного восприятия у детей 3—5 лет, и оказалось, что при воспроизведении геометрических фигур девочки справлялись с заданием лучше, чем мальчики [5].

Собственные результаты по изучению пространственного восприятия геометрических фигур детьми разного возраста, пола и других индивидуальных особенностей также дали весьма интересные результаты и существенно расширили наши представления в данном вопросе.

Так, при анализе кривых субъективных оценок кругов разных размеров детьми 11—12 лет (100 мальчиков и 110 дево-

чек) было проведено разделение всех испытуемых на группы по силе/слабости нервной системы (на основе скорости двигательной реакции и типологических особенностей), по типологическим признакам и по признакам пола.

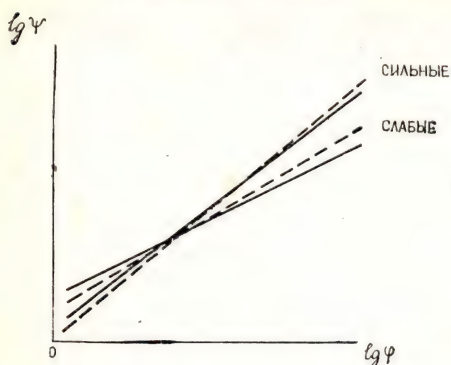


Рис. 1. Изображение роста интенсивности ощущения в ответ на усиление стимуляции у детей с разной силой нервной системы: — возрастание; - - - убывание; логарифм субъективной оценки — $\lg \psi$; логарифм площади круга — $\lg \phi$

круги больших размеров, а слабые положительные результаты (см. рис. 1).

Испытуемые с более сильной нервной системой всегда имеют большую величину экспонент и больший размер шкалы, чем испытуемые со слабой нервной системой (см. рис. 1).

Данное разделение показало, что сильные испытуемые (холерики, флегматики и сангвиники) имеют меньшую скорость двигательной реакции на слабые звуки и большую скорость двигательной реакции на сильные звуки, а слабые (меланхолики) имеют противоположные соотношения. У сильных испытуемых отмечается больший прирост скорости двигательной реакции от звуков силой в 20 дБ к звукам 100 дБ, чем у слабых.

Сильные испытуемые недооценивали круги малых размеров и переоценивали результаты имели противо-

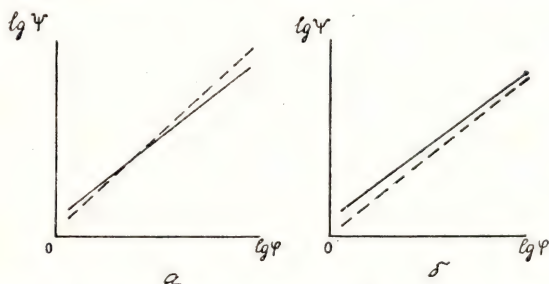


Рис. 2. Изображение интенсивности роста силы ощущения: а — у детей со слабой нервной системой; б — у детей с сильной нервной системой; — мальчики; - - - девочки

Разделение сильных и слабых испытуемых по половым признакам показало, что мальчики всегда имели большую скорость двигательной реакции на звуки разной громкости, но девочки

как с сильной, так и со слабой нервной системой всегда имели широкий диапазон субъективных оценок (см. рис. 2), аналогичные результаты получены по другим модальностям.

Следует также отметить, что девочки, как с сильной, так и со слабой нервной системой, имели бо́льшую индивидуальную вариативность субъективных оценок, размеров шкал, величин экспонент и чаще имели отрицательную величину психофизического гистерезиса, чем мальчики.

Разделение испытуемых по типологическим признакам на основе тестирования по Айзенку показало, что максимальный размер шкалы имеют сангвиники, затем идут флегматики, холерики и последними располагаются меланхолики (см. рис. 3). Анализ результатов, полученных по другим методикам и модальностям, также подтверждает, что

сангвиники всегда имеют бо́льшую величину экспонент и бо́льший размер шкалы, которая сдвинута вверх: меланхолики имеют наименьшую величину экспонент и наименьший размер шкалы. Сангвиники в большинстве случаев дают меньшую субъективную оценку стимулам малого размера и малой тяжести, а стимулам большего размера и большей тяжести бо́льшую субъективную оценку, чем другие испытуемые. Флегматики дают стимулам малого и среднего размера субъективную оценку меньшую, чем все остальные испытуемые, а их субъективная оценка кругов большого размера располагается между оценками сангвиников и холериков (см. рис. 3). У холериков субъективная оценка стимулов малого размера находится между оценками сангвиников и меланхоликов, а субъективная оценка стимулов большого размера располагается между оценками флегматиков и меланхоликов (см. рис. 3).

Разделение испытуемых разных типов темпераментов на группы мальчиков и девочек также выявило значительные различия: так, девочки-сангвиники имеют бо́льшую величину экспонент, чем мальчики-сангвиники, девочки всех типов темпераментов имеют низкую стабильность субъективных оценок и размеров шкал, а мальчики всех типов темпераментов (особенно флегматики) имеют высокую стабильность субъективных оценок и размеров шкал.

Была также проведена серия психофизических экспериментов, где результаты анализировались отдельно по группам маль-

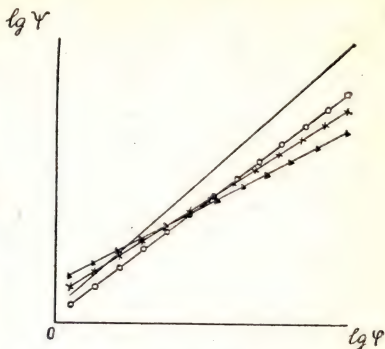


Рис. 3. Изображение интенсивности роста ощущения у детей при восприятии зрительных стимулов: — сангвиники; × — холерики; ○ — флегматики; ▲ — меланхолики

чиков и девочек. Так, группа детей 10—11 лет (70 мальчиков и 70 девочек) шкалировала размеры кругов при сравнении со стандартом (круг минимального размера) с численным значением 1 и 10 баллов методом саморегистрации. Для каждого испытуемого находилась величина экспонент, психофизического гистерезиса и ошибки регрессии, а затем эти данные усреднялись по группам мальчиков и девочек. У всех детей определялась скорость двигательной реакции. Мальчики имели большую скорость двигательной реакции, чем девочки. Анализ результатов экспериментов показал, что в ходе данного длительного эксперимента у мальчиков наблюдается возрастание величины экспонент, а у девочек — убывание величины экспонент; величина психофизического гистерезиса изменяется противоположным образом; девочки имеют также большую вариабельность субъективных оценок и величин экспонент. Эксперименты с контрольной группой детей 10—11 лет (30 мальчиков и 30 девочек), где результаты регистрировал сам экспериментатор, подтвердили высокую вариабельность оценок и величин экспонент у девочек, а также показали надежность метода саморегистрации.

Группы детей 10—11 лет (по 30 мальчиков и 30 девочек) шкалировали на разном расстоянии (50—60 см, 2 м, 4 м, 6 м), размеры кругов, квадратов и треугольников. Дети 10—11 лет (32 мальчика и 32 девочки) шкалировали размеры кругов зеленого и оранжевого цвета, а дети 14—15 лет (25 мальчиков и 25 девочек) — кругов черного, зеленого и оранжевого цвета.

Сравнительный анализ величины экспонент при оценке размера геометрических фигур детьми 10—12 лет и 14—15 лет показывает, что у основной части детей экспонента меньше единицы, кроме величины экспонент у девочек 10—11 лет при оценке размера треугольников и девочек 14—15 лет при шкалировании размеров кругов и численным значением стандарта один балл [6]. Наши результаты хорошо согласуются и с результатами, полученными на взрослых испытуемых, которые показали, что преобразование информации о размере изображения в зрительной системе осуществляется по степенному закону с показателем степени меньше единицы [7]. Девочки в среднем имеют большую величину экспонент, чем мальчики. Это можно объяснить процессами более раннего полового созревания и тем, что в реакции активации зрительной проекционной области у них больше выражен вегетативный компонент, который подвержен большим колебаниям, чем корковый [8].

Анализ индивидуальных субъективных оценок и величин экспонент показывает, что у девочек наблюдаются большие межиндивидуальные различия, чем у мальчиков, что хорошо согласуется и с данными по ЭЭГ [9]. Мальчики имеют также большую стабильность индивидуальных шкал при смене процедурных моментов опытов, чем девочки, что подтверждает их большую уравновешенность в возрасте 10—12 лет. У мальчи-

ков 14—15 лет имеется высокая вариабельность субъективных оценок и величин экспонент, а также значительные индивидуальные различия.

Анализ величины психофизического гистерезиса показывает, что девочки в большем количестве случаев, чем мальчики, имеют отрицательную величину гистерезиса — это, вероятно, может свидетельствовать о влиянии процессов полового созревания на оценку сенсорных стимулов.

Подводя итог, отметим, что даже те элементы дифференциального подхода, которые использовались в различных экспериментах, помогли выявить значительные психофизические различия в зрительном восприятии детей. Данные различия зависят, на наш взгляд, от фактора возраста, пола, особенностей нервной деятельности и темперамента испытуемых. На разных этапах онтогенеза влияние этих факторов друг на друга и на сенсорные системы будет различно. Так, в период формирования сенсорных систем главным фактором является, очевидно, возраст детей, а в период полового созревания — фактор бурного развития гормональных систем. Самым устойчивым и стабильно проявляющимся фактором является сила нервной системы.

Думается, что продолжение экспериментов в этом направлении расширит наши представления об индивидуальных психофизических различиях зрительного восприятия детей и их причинах.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Мейман Э. Лекции по экспериментальной педагогике. М., 1910. Ч. 2.
2. Harway N. I. Judgment of distance in children and adults // J. Exp. Psychol. 1963. Vol. 65, Nr 4. P. 385—390.
3. Bond B., Stevens S. S. Cross-modality matching of brightness to loudness by 5-year-olds // Percept. a. Psychophys. 1969. Vol. 6, Nr 6A. P. 337—339.
4. Jones B. The developmental significance of cross-modal matching // Intersens. Percept. a. Integrat. N. Y.; L., 1981. P. 104—136.
5. Rosser R. A., Campbell K. P., Horan P. F. The differential salience of spatial information features in the geometric reproductions of young children // J. Genet. Psychol. 1986. Vol. 147, Nr 4. P. 447—455.
6. Шадрин А. И. Исследование параметров функции психофизического шкалирования при зрительном восприятии у детей 14—15 лет / Урал. ун-т. Свердловск, 1987. 9 с. Деп. в ВИНТИ. 06.02.87. № 889-B87.
7. Леушина Л. И. Зрительное пространственное восприятие. Л., 1978.
8. Рыжиков Г. В. Джебраилова Т. Д., Коробейникова И. И. и др. Соотношение ЭЭГ-реакции активации затылочной области головного мозга и вегетативных показателей у старших школьников // Физиология человека. 1981. Т. 7, № 2. С. 201—206.
9. Ковалева М. К. О соотношении возрастных и индивидуальных особенностей в электроэнцефалограмме детей и подростков // Психосоматическое развитие и норма реакции. М., 1975. С. 138—145.

УДК 612.821

Психофизиология восприятия (контуры синтетической теории). Рыбин И. А. Проблемы восприятия. Свердловск, 1991. С. 5—36.

Дается критический анализ концептуальных основ классической психофизики и предлагаются альтернативные методологические подходы. Высказывается гипотеза о существовании 10-мерного пространства, в котором отражаются все разнообразие сенсорной информации. Показано, что психофизические законы и психофизическая связь вытекают из соотношений теории информации. Доказывается концептуальная связь предлагаемого подхода с методологическими приоритетами современной науки.

Ил. 3, табл. 1, библиогр. 13.

УДК 612.821

Основной психофизический закон и его современная интерпретация. Лупанин В. И. Проблемы восприятия. Свердловск, 1991. С. 36—45.

Рассматриваются различные трактовки и математические выражения так называемого основного психофизического закона. Подчеркивается многообразие форм психофизической связи, анализируются причины ее вариабельности. Предлагается концепция иерархии психофизических функций, подразумевающая, что последовательное обобщение психофизических законов неизбежно ведет от однозначного, жестко детерминистского выражения к вероятностному описанию.

Ил. 3, табл. 1, библиогр. 18.

УДК 612.821.2

Физиологические пределы для объема кратковременной памяти. Лебедев А. Н., Пасынкова А. В. Проблемы восприятия. Свердловск, 1991. С. 45—51.

Объем кратковременной памяти человека количественно обусловлен двумя электрофизиологическими параметрами (пиковой частотой альфа-ритма и длительностью одиночных альфа-веретен) и одним психологическим параметром (размером алфавита запоминаемых элементов). Близость теоретических и полученных в эксперименте значений указывает на циклическую структуру кодовых элементов памяти.

Ил. 1, табл. 2, библиогр. 11.

УДК 612.821

Психофизика зрительного восприятия дискретного множества. Сергеева А. Н., Крупская И. В. Проблемы восприятия. Свердловск, 1991. С. 52—55.

В опытах по определению константы Вебера и по субъективной оценке количества точек на тестовых картах получены данные, которые анализируются с точки зрения гипотезы И. А. Рыбина о психофизиологическом пространстве.

Ил. 2, табл. 1, библиогр. 8.

УДК 612.821

Закономерности визуальной и кинестетической оценки линейных размеров, площади и объема. Лупанин В. И., Косенкова Л. М. Проблемы восприятия. Свердловск, 1991. С. 55—64.

В опытах на 300 испытуемых выяснялась структура и организация «сенсорного пространства» как субъективного отражения евклидовой геометрии одно-, двух- и трехмерных объектов. Обнаружена достаточно простая математическая связь между законами объективной и субъективной геометрии. Показано хорошее соответствие полученных данных результатам нейрофизиологических исследований.

Ил. 7, табл. 3, библиогр. 8.

УДК 612.821

Психофизическое исследование тактильно-кинестетического восприятия. Сергеева А. Н., Толстикова И. А. Проблемы восприятия. Свердловск, 1991. С. 64—70.

Приводятся результаты определения дифференциальных порогов (константы Вебера) для проприоцептивной чувствительности и исследования зависимости между толщиной пачек бумаги и ее субъективной оценкой, полученные на одном и том же контингенте испытуемых. Анализируется возможность сопоставления этих результатов с точки зрения теории психофизиологического пространства.

Ил. 3, табл. 2, библиогр. 8.

УДК 612.821

Психологические и психофизиологические характеристики личности и шкалирование длительности коротких временных интервалов. Сурнина О. Е., Кац М. Н. Проблемы восприятия. Свердловск, 1991. С. 70—76.

Исследовалось влияние некоторых психологических и психофизиологических характеристик личности на параметры психофизических шкал субъективной оценки и отмеривания длительности временных интервалов. Испытуемые обследовались по тестам Айзенка, Шмишека и Роттера; определялась сила нервной системы и уравновешенность нервных процессов. Предлагается математическая модель, описывающая зависимость параметров субъективных шкал длительности от исследованных психологических и психофизиологических характеристик личности.

Ил. 1, табл. 2, библиогр. 18.

УДК 612.76+612.821

Отражение в поздних компонентах соматосенсорного вызванного потенциала процесса восприятия временного интервала. Смирнов А. Г., Полякова М. В. Проблемы восприятия. Свердловск, 1991. С. 76—86.

Исследование соматосенсорного вызванного потенциала (ССВП) в ответ на раздражение пальцев руки показало, что ответ на стимул, запускающий временной интервал, регистрируется как во фронтальных, так и в теменных отведениях. В то же время ССВП на стимул, ограничивающий интервал, однозначно выражен только в теменной коре. Предполагается, что различия в величине времени реакции и в точности оценки интервала обусловлены особенностями восприятия длительностей, а теменная кора является той структурой, где могут происходить процессы измерения воспринимаемого интервала.

Ил. 6, библиогр. 13.

УДК 612.821

Зависимость субъективных шкал длительности от характера заполнения временных интервалов. Сурнина О. Е., Зонова Н. В., Коновалова Е. С. Проблемы восприятия. Свердловск, 1991. С. 86—95.

В трех сериях эксперимента временные интервалы от 1 до 60 с задавались: 1) звуками разной интенсивности, 2) звуками разной частоты и 3) световыми вспышками разной частоты. Задача испытуемых состояла в оценке и отмеривании длительности интервалов. Делается вывод о том, что характер заполнения временного интервала не приводит к существенному изменению параметров психофизической функции, а следовательно, не играет сколько-нибудь значительной роли в шкалировании времени.

Ил. 3, табл. 3, библиогр. 14.

УДК 612.821

Исследование субъективной оценки скорости движения. Барабанщикова И. А. Проблемы восприятия. Свердловск, 1991. С. 95—103.

Испытуемые визуально оценивали скорость движения бегуна, велосипедиста и автомобиля в разных режимах движения. Показано, что оптимальной формой зависимости между реальной скоростью движения и ее субъективной оценкой является степенная функция с показателем 1,2, причем наиболее адекватно оценивается диапазон скоростей от 3 до 14 м/с. Разброс индивидуальных показателей чрезвычайно велик, а их распределения в большинстве случаев отличаются от нормального.

Ил. 3, табл. 1, библиогр. 21.

УДК 612.821.2

Влияние объема кратковременной памяти на точность субъективных оценок физических признаков сигналов. Лебедев А. Н., Мышкин И. Ю., Оше В. К. Проблемы восприятия. Свердловск, 1991. С. 103—110.

Из нейрофизиологических предпосылок о кодировании информации в структурах мозга циклически повторяющимися группами нейронных разрядов выводятся формулы для расчета показателя степени в психофизическом законе Стивенса и величины погрешности зрительной интерполяции. Индивидуальное значение объема кратковременной памяти человека входит в эти формулы как аргумент. Опытные данные согласуются с расчетом.

Табл. 2, библиогр. 11.

УДК 612.821

Особенности сенсорного пространства при различных уровнях психической адаптации индивида. Газеев А. А. Проблемы восприятия. Свердловск, 1991. С. 110—115.

Статья посвящена шкалированию громкости звука учащимися ПТУ. Показано, что сенсорное пространство учащихся с успешной адаптацией к учебно-производственной деятельности легко регулируется, развертываясь и свертываясь в большей мере по сравнению с другими учащимися. В целом шкала ощущения отражает прошлый опыт человека в обращениях с внешними раздражителями, который складывался в результате длительной эволюции, связанной с увеличением количества учитываемой информации в процессе жизнедеятельности.

Ил. 1, табл. 2, библиогр. 7.

УДК 612.821

Инвариантность и вариативность в восприятии (возрастной аспект). Миллер В. Д. Проблемы восприятия. Свердловск, 1991. С. 115—127.

В работе делается попытка установления психофизических закономерностей инвариантных и вариативных свойств процессов восприятия в возрастном аспекте. Показано, что при субъективной оценке величины кругов, предъявляемых различными способами, имеются изменяемые и неизменяемые характеристики параметров шкалирования. Выдвигается предположение о том, что процессы восприятия стимулов более объективно описываются семейством кривых, раскрывающих соотношения стимулов в стимульном ряду.

Ил. 4, табл. 4, библиогр. 5.

УДК 159.9:77+612.821

О возможности количественного определения эффекта установки методом психофизического шкалирования. Касатов А. П. Проблемы восприятия. Свердловск, 1991. С. 127—134.

В работе делается попытка количественного изучения «эффекта установки» (ЭУ), описанного Д. Н. Узнадзе. В качестве методики использовано отмеривание длительности временных интервалов в диапазоне от 1 до 12 с. Предлагаются математические методы для описания ЭУ и выявления различных его вариантов (ассимилятивного, контрастного и др.). Обсуждается вопрос о связи ЭУ с другими психофизическими и психофизиологическими феноменами.

Табл. 4, библиогр. 10.

УДК 612.821+616.85

Опыт психофизического исследования механизмов сенсорного восприятия в сравнительном патопсихологическом аспекте. Миллер В. Д., Ковтун Л. И. Проблемы восприятия. Свердловск, 1991. С. 135—146.

Исследовались особенности субъективной оценки стимулов с применением различных психофизических методик у детей в норме и с патологией психики в возрасте 13—15 лет. Выявлены достоверные различия параметров шкалирования, указывающие на различные механизмы процессов восприятия у олигофренов и нормальных школьников. Делается вывод о наличии нарушений у олигофренов на всех уровнях оценки стимулов и прежде всего на уровне центральных отделов, ответственных за процессы анализа, синтеза и принятия решения. Обсуждается двухуровневая модель восприятия.

Ил. 3, табл. 4, библиогр. 15.

УДК 612.821

Закономерности субъективной оценки частотных параметров световых и звуковых стимулов. Савенкова Л. Г. Проблемы восприятия. Свердловск, 1991. С. 147—152.

В опытах на 100 испытуемых показано, что функции субъективной оценки частоты световых вспышек и звуковых щелчков описываются степенными функциями, а распределение индивидуальных экспонент соответствует распределению Пуассона. Между параметрами индивидуальных функций оценки частоты световых и звуковых стимулов существует достоверная корреляция.

Ил. 2, табл. 1, библиогр. 17.

УДК 612.821

Дифференциальный подход в психофизических исследованиях зрительного восприятия детей. Шадрин А. И. Проблемы восприятия. Свердловск, 1991. С. 153—157.

В работе методами психофизического шкалирования исследуются особенности пространственного восприятия зрительных стимулов детьми. Показана зависимость параметров шкалирования от типологических, половых, возрастных и физиологических особенностей испытуемых. Данные обсуждаются с точки зрения дифференциального подхода.

Ил. 3, библиогр. 9.

СОДЕРЖАНИЕ

От редактора	3
Рыбин И. А. Психофизиология восприятия (контуры синтетической теории)	5
Лупандин В. И. Основной психофизический закон и его современная интерпретация	36
✓ Лебедев А. Н., Пасынкова А. В. Физиологические пределы для объема кратковременной памяти	45
Сергеева А. Н., Крупская И. В. Психофизика зрительного восприятия дискретного множества	52
Лупандин В. И., Косенкова Л. М. Закономерности визуальной и кинестетической оценки линейных размеров, площади и объема	55
✓ ? Сергеева А. Н., Толстикова И. А. Психофизическое исследование тактильно-кинестетического восприятия	64
✓ Сурнина О. Е., Кац М. Н. Психологические и психофизиологические характеристики личности и шкалирование длительности коротких временных интервалов	70
Смирнов А. Г., Полякова М. В. Отражение в поздних компонентах соматосенсорного вызванного потенциала процесса восприятия временного интервала	76
Сурнина О. Е., Зонova Н. В., Коновалова Е. С. Зависимость субъективных шкал длительности от характера заполнения временных интервалов	86
✓ Барабанщикова И. А. Исследование субъективной оценки скорости движения	95
Лебедев А. Н., Мышкин И. Ю., Оше В. К. Влияние объема кратковременной памяти на точность субъективных оценок физических признаков сигнала	103
✓ Газеев А. А. Особенности сенсорного пространства при различных уровнях психической адаптации индивида	110
Миллер В. Д. Инвариантность и вариативность в восприятии (возрастной аспект)	115
Касатов А. П. О возможности количественного определения эффекта установки методом психофизического шкалирования	127
Миллер В. Д., Ковтун Л. И. Опыт психофизического исследования механизмов сенсорного восприятия в сравнительном патопсихологическом аспекте	135
Савенкова Л. Г. Закономерности субъективной оценки частотных параметров световых и звуковых стимулов	147
✓ Шадрин А. И. Дифференциальный подход в психофизических исследованиях зрительного восприятия детей	153